

Drei Jahre Anschläge auf Flüchtlinge in Deutschland - welche Faktoren erklären ihre räumliche und zeitliche Verteilung?

Jäckle, Sebastian; König, Pascal D.

Postprint / Postprint

Zeitschriftenartikel / journal article

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Jäckle, S., & König, P. D. (2019). Drei Jahre Anschläge auf Flüchtlinge in Deutschland - welche Faktoren erklären ihre räumliche und zeitliche Verteilung? *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 71(4), 623-649. <https://doi.org/10.1007/s11577-019-00639-1>

Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

gesis
Leibniz-Institut
für Sozialwissenschaften

Terms of use:

This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

Mitglied der

Leibniz-Gemeinschaft

Drei Jahre Anschläge auf Flüchtlinge in Deutschland – welche Faktoren erklären ihre räumliche und zeitliche Verteilung?

Sebastian Jäckle, Albert-Ludwigs-Universität Freiburg
Pascal D. König, TU Kaiserslautern

Zusammenfassung:

Die Bundesrepublik Deutschland erlebte im Jahr 2015, vor allem ab dem letzten Quartal, eine immense Zuwanderung von Flüchtlingen, die bis ins darauffolgende Jahr anhielt. In der Folge kam es zu einem merklichen Anstieg der Anzahl von Anschlägen auf Flüchtlinge, die erst im Jahr 2017 allmählich zurückgingen. Der vorliegende Aufsatz repliziert eine Studie, die das Auftreten von Anschlägen in Deutschland im Jahr 2015 ergründet hat und prüft, ob die relevanten Erklärungsfaktoren auch in den beiden Folgejahren Gültigkeit haben. Die Analyseergebnisse zeigen, dass noch im Jahr 2015 politische, sozioökonomische und demographische Faktoren struktureller Art einen gewissen Erklärungswert für das Vorkommen von Anschlägen aufweisen. In 2016 und 2017 lässt die Erklärungskraft all dieser Variablen jedoch nach und es zeigt sich über das ganze Land verteilt ein deutlich diffuseres Anschlagsmuster. Als robust erweisen sich über den gesamten Zeitraum hinweg hingegen Ansteckungseffekte durch zeitlich wie räumlich nahe vorangehende fremdenfeindliche Ereignisse.

Schlüsselwörter: Flüchtlinge, Immigration, politische Gewalt, Deutschland

Three years of attacks against refugees in Germany – which factors explain their spatial and temporal distribution?

Abstract:

In 2015, Germany took in a tremendous number of refugees, especially during the last quarter, and continued to do so well into 2016. A significant rise in the number of attacks against refugees followed these developments which only abated in 2017. This article replicates an analysis which analyzed the occurrence of attacks on refugees in Germany during 2015 and tests whether explanatory factors found relevant in that work are still valid for the two subsequent years. The results show that in 2015, political, socio-economic and demographic structural factors to some extent can explain anti-refugee violence. However, in 2016 and 2017 the explanatory power of these factors diminishes and we observe a notably more diffuse pattern of attacks throughout the entire country. At the same time, a contagion effect based on spatially as well as temporally close xenophobic violence remains robust for the entire period from 2015 to 2017.

Keywords: Refugees, immigration, political violence, Germany

1. Einleitung

Im Sommer und Herbst 2015 fanden sich in den deutschen Zeitungen regelmäßig Berichte über Angriffe auf Flüchtlinge und deren Unterkünfte in der Bundesrepublik (z.B. Blickle et al. 2015; Kampf und Baars 2015). Damit wurde auf den rapiden Anstieg solcher Angriffe in diesem Zeitraum reagiert, der mit der Zuwanderung von mehreren Hunderttausend Flüchtlingen einherging. Im Jahr 2017 lagen die Anschlagszahlen wieder deutlich niedriger, wenn auch auf einem Niveau, das noch immer deutlich über den Werten zu Beginn der 2010er Jahre lag. Gleichzeitig haben sich die gesellschaftlichen und politischen Rahmenbedingungen seit 2015 verändert. Die akute Situation einer erheblichen Zuwanderung von Geflüchteten, wie sie in der zweiten Jahreshälfte 2015 vorlag, bestand im Jahr 2016 und v.a. im Jahr 2017 nicht mehr, so dass die Flüchtlingsthematik alsbald von anderen Themen, etwa dem Brexit, dem Militärputsch in der Türkei und der Präsidentschaftswahl in den USA, von der öffentlichen Agenda verdrängt wurde – bis sie im Rahmen der Bundestagswahl 2017 und insbesondere während und nach der langwierigen Regierungsbildung 2018, unter anderem angefeuert durch Konflikte zwischen CSU und CDU, erneut die Schlagzeilen bestimmte.

Wir nehmen diese Entwicklungen und Geschehnisse in den drei Jahren 2015 bis 2017 zum Anlass, eine Analyse von Anschlägen auf Flüchtlinge auf Kreisebene für das Jahr 2015 (Jäckle und König 2017) für die Jahre 2016 und 2017 zu replizieren. Zeigen die Faktoren, die einen Effekt auf das Auftreten von Angriffen gegen Flüchtlinge im Jahr 2015 aufweisen, auch in den beiden darauffolgenden Jahren einen Einfluss? Zeichnen sich womöglich andere Faktoren als relevant ab, die zuvor noch keine Bedeutung hatten? Für eine mögliche Abschwächung der Bedeutung struktureller Faktoren spricht, dass die empirische Analyse von Anschlägen im Jahr 2015 Evidenz für eine räumlich begrenzte Verbreitung von Anschlägen auf Flüchtlinge geliefert hat (Jäckle und König 2017). Eine solche Dynamik dürfte für sich genommen bereits zu einem diffuseren räumlichen Muster von Anschlägen führen: Während anfangs (d.h. als die Anzahl der Flüchtlinge und der Übergriffe noch vergleichsweise gering war) strukturelle Faktoren deren Auftreten bestimmt haben mögen, würden Ausstrahlungseffekte dieses Bild abschwächen. Zudem gab es in den Jahren 2016 und 2017 eine Reihe von Ereignissen, durch die Flüchtlinge und Immigranten öffentlich als gefährlich dargestellt wurden und das Thema so wieder kurzzeitig Auftrieb erhielt. Dies waren neben beispielsweise der Kölner Silvesternacht des Jahres 2015 auch Terroranschläge sowohl im Inland als auch in Nachbarländern Deutschlands. Folgt man der Annahme, dass solche Ereignisse das Potenzial haben, negative Wahrnehmungen von Migranten in der Öffentlichkeit zu erzeugen und so fremdenfeindliche Gewalt zu befördern (Boomgaarden und de Vreese 2007; Spilerman und Stecklov 2009; Jacobs et al. 2011; Legewie 2013; Jakobsson und Blom 2014), dürften auch diese in Kombination mit der erwähnten Ansteckungsdynamik zu einem diffuseren Bild des Auftretens von Angriffen auf Flüchtlinge geführt haben. So könnten kurzfristige landesweite externe Schocks durch medial hochwirksame Ereignisse jener Art etwaige strukturelle Einflüsse merklich und zudem einige Zeit andauernd überlagern.

Hinzu kommt eine Besonderheit der Datenbasis aus der replizierten Studie. Die Daten zu den Angriffen auf Flüchtlinge stammen aus der Chronik flüchtlingsfeindlicher Vorfälle, die von der Amadeu Antonio Stiftung gemeinsam mit PRO ASYL und dem Magazin Stern unterhalten wird (Mut gegen Rechte Gewalt 2016). Zwar handelt es sich hierbei um eine umfassende Datenbasis. Doch hat jene Chronik erst nach dem Jahr 2015 damit begonnen, weitere polizeilich registrierte Vorfälle, die infolge kleiner Anfragen im Bundestag öffentlich gestellt wurden, aufzunehmen. Hierdurch hat sich die Datengrundlage für das Jahr 2015 nachträglich etwas verändert. Auch dieser Umstand spricht für eine Replikation mit aktualisierten Daten.

Der Wert der Replikationsstudie besteht insgesamt darin, dass mit ihr bestimmte Einflussfaktoren als robust abgesichert werden können, während sich andere womöglich als instabil oder kontextabhängig erweisen. Mit dieser Ausweitung des Modells auf einen zeitlich erweiterten Datensatz liefert die Untersuchung zugleich einen empirischen Beitrag, der ein vollständigeres und aktuelleres Bild des Phänomens fremdenfeindliche Gewalt in Deutschland zu zeichnen hilft. Unsere Ergebnisse reihen sich damit in die Befunde anderer Studien ein, welche das Auftreten fremdenfeindlicher Gewalt analysiert haben, oftmals mit der Bundesrepublik Deutschland als Untersuchungsobjekt.

Ein wiederkehrender Befund in dieser Forschung zu strukturellen Determinanten ist, dass sich zwar ein Einfluss gewisser sozialer Desorganisation oder Anomie auffinden lässt (Braun und Koopmans 2010; Jäckle und König 2017; Merkl 1995), die materielle Deprivation jedoch keine wesentliche Rolle für das Auftreten fremdenfeindlicher Gewalt spielt (Braun und Koopmans 2010, S. 9; Braun 2011, S. 761; Krueger und Pischke 1997, S. 198; Jäckle und König 2017, S. 241–242; McLaren 1999, S. 176; aber siehe Falk et al. 2011). Für das Argument eines Ressourcenwettbewerbs der einheimischen Bevölkerung mit Immigranten und Asylbewerbern findet sich mitunter positive Evidenz (Braun und Koopmans 2010; McLaren 1999; aber siehe Braun 2011). Allerdings ist dabei zu beachten, dass die Größe oder die Veränderung der Größe der Gruppe der Immigranten betrachtet wird und diese zugleich die Gruppe möglicher Ziele fremdenfeindlicher Gewalt beschreibt. Bei Betrachtung des Anteils der Personen mit Migrationshintergrund zeigt sich ein negativer Effekt auf das Auftreten von Angriffen auf Flüchtlinge (Jäckle und König 2017). Die Analyse von Krueger und Pischke (1997) zu fremdenfeindlicher Gewalt in der Bundesrepublik der frühen 1990er Jahre deutet ferner darauf hin, dass ein größerer Anteil junger Menschen zu solcher Gewalt beitrug – was sie auf mangelnde soziale Integration und Anomie zurückführen. Außerdem trat diese Gewalt deutlich mehr in den neuen Bundesländern auf, wofür die Autoren soziokulturelle Unterschiede als mögliche Ursache sehen. Jedoch lässt sich ein solcher Ost-West-Unterschied in weiteren Studien nicht mehr nachweisen (Falk et al. 2011; Braun und Koopmans 2010; Jäckle und König 2017).

Die Stärke von Parteien am rechten politischen Rand zeigt in bisherigen Befunden kein klares Bild. Dieser politische Faktor ist teils negativ mit fremdenfeindlicher Gewalt korreliert, was auf einen Kanalisierungseffekt durch das Vorhandensein von Parteien zurückgeführt wird (Braun und Koopmans

2010; Koopmans 1996); teils lässt sich kein Zusammenhang feststellen (Braun 2011); und für Deutschland ist mit Daten aus dem Jahr 2015 ein positiver Effekt nachgewiesen worden (Jäckle und König 2017). Diese gemischte Evidenz bildet einen weiteren Grund für eine Untersuchung von Angriffen auf Flüchtlinge in Deutschland auf Basis einer erweiterten Datengrundlage.

Der nachfolgende Abschnitt stellt zunächst das replizierte Modell und die theoretischen Annahmen hinter den darin enthaltenen Erklärungsfaktoren vor. Der dritte Abschnitt beschreibt die Datengrundlage und die Analysemethode. Im vierten Abschnitt werden die Ergebnisse präsentiert, bevor Abschnitt fünf mit einer kurzen Zusammenfassung und einem Ausblick schließt.

2. Erklärungsmodell und theoretische Annahmen

Das replizierte Modell zur Erklärung von Gewalt gegen Flüchtlinge stützt sich auf eine Reihe von Faktoren, die aus theoretischen Ansätzen der Soziologie abgeleitet werden können und die bereits aus früheren Studien bekannt sind. Die theoretischen Annahmen hinsichtlich ihres Einflusses auf fremdenfeindliche Gewalt sollen im Folgenden knapp beschrieben werden (eine ausführlichere Darstellung findet sich in Jäckle und König (2017)). Es handelt sich dabei um strukturelle Faktoren wirtschaftlicher, gesellschaftlicher und politischer Natur sowie um einen Ansteckungseffekt vorangegangener fremdenfeindlicher Ereignisse.

Materielle Deprivation

Als eine mögliche Erklärung für negative Einstellungen und gewaltsame Übergriffe gegenüber Immigranten wird in einer Reihe von Beiträgen ein erfahrener materieller Mangel herangezogen. Das Argument lautet hierbei, dass wirtschaftliche Deprivation eine negative Haltung gegenüber Fremden begünstigt, da die Herabsetzung dieser Außengruppe, die auf dem mangelnden Zugang zu Ressourcen gründende, selbst erfahrene versagte Anerkennung kompensieren kann (Esses et al. 1998; Hernes und Knudsen 1992; Mayda 2006; Skrobanek 2004). Allerdings finden die einschlägigen Studien keine klaren Indizien für einen Effekt materieller Deprivation, etwa gemessen durch Arbeitslosigkeit, auf fremdenfeindliche Gewalt. Dies könnte daran liegen, dass – hierauf deuten zumindest einige Befunde auf der Mikroebene hin – eine wahrgenommene Bedrohung knapper Ressourcen vom Bildungsgrad einer Person abhängt (O'Rourke und Sinnott 2006; Mayda 2006). Die Bedeutung von Bildung im Kontext eines möglichen Ressourcenwettbewerbs wird damit begründet, dass höhere Bildung zum einen mehr Aufstiegschancen und damit mehr materielle Ressourcen verspricht; zum anderen scheinen jedoch höher gebildete Personen grundsätzlich eine größere Akzeptanz gegenüber Immigranten zu zeigen – auch dann, wenn sie mit Immigranten konkurrieren, die ein vergleichbares Ausbildungsniveau aufweisen (Hainmueller und Hiscox 2007; Scheve und Slaughter 2001; Fertig und Schmidt 2011). Demnach dürfte ein höheres formales Bildungsniveau in einer Population einen möglichen Effekt

materieller Deprivation zumindest partiell aufwiegen und ist auf der Makroebene neben der sozioökonomischen Lage das Bildungsniveau als Kontrollvariable zu berücksichtigen.

Anomie

Zu den gesellschaftlichen strukturellen Faktoren, denen ein Einfluss auf die Gewalt gegen Immigranten und Ausländer zugeschrieben wird, gehört das Ausmaß sozialer Desintegration. Die mit ihr einhergehende Normlosigkeit trägt, so eine gängige Annahme (Hamblin 1962; Legge und Heitmeyer 2012), zu einer stärkeren Herausbildung negativer Stereotype gegenüber Außengruppen bei. Normlosigkeit oder Anomie gilt dabei als ein Zustand, in dem eine Person eine Diskrepanz zwischen sozial anerkannten Zielen sowie den eigenen Mitteln und Möglichkeiten zu deren Erreichung erfährt (Merton 1938). In der Folge können Personen das Bedürfnis entwickeln, einen Mangel an Orientierung oder sozialer Anerkennung durch Überlegenheitsgefühle gegenüber Außengruppen wie Immigranten zu kompensieren (Rippl 2005, S. 365; Legge und Heitmeyer 2012; Herrmann 2001). Demnach könnte Anomie letztlich auch zu einem gewalttätigen Vorgehen gegen solche Gruppen führen und stellt eine potenzielle Determinante für das Vorkommen von Angriffen auf Flüchtlinge dar.

Kontakt mit Fremden

Eine weitere zentrale sozialpsychologische Erklärung für die Einstellungen und das Verhalten gegenüber Fremden ist die Kontaktthese von Allport (1954). Nach dieser wirkt der zunehmende Kontakt mit Personen unterschiedlicher Herkunft negativen Stereotypen entgegen. Allerdings scheint dies nicht unter allen Umständen zu gelten oder gleichermaßen deutlich auszufallen. Bereits bestehende starke Überzeugungen und Stereotypen sowie Kontaktsituationen, die von ungleichem Status sowie wenigen oder keinen Möglichkeiten, etwas über andere zu lernen, gekennzeichnet sind, behindern den Abbau von Vorurteilen (Smith 1994; Skipworth et al. 2010; Garner 2013; Pettigrew 1998). Gleichwohl konnte die sozialpsychologische Forschung wiederholt Evidenz liefern, die mit der Kontaktthese und dem von ihr postulierten generellen Zusammenhang im Einklang steht (z.B. Ellison und Powers 1994; Wagner et al. 2003; Hayes und Dowds 2006). Darüber hinaus stellten auch Studien, die auf der Makroebene den Effekt des Ausländeranteils auf die aggregierten Einstellungen zu Ausländern geprüft haben, den von der Kontaktthese erwarteten gegenläufigen Zusammenhang fest (Hjerm 2009; aber siehe Stein et al. 2000).

Nationale Identität und politische Kultur

Die Intensität einer nationalen Identität stellt eine besonders relevante Facette der politischen Kultur dar, welche Unterschiede zwischen den Bundesländern im Hinblick auf die Gewalt gegen Flüchtlinge erklären könnte. Nationale Identität bezeichnet eine kollektive Identität, die emotional aufgeladen ist und eine Abgrenzung zu anderen Identitäten und Gruppen impliziert (Westle 2013). Bildet nationale Identität einen von Personen als wertvoll erfahrenen Teil ihres Selbst, so neigen sie dazu, diese eigene Gruppenzugehörigkeit im Vergleich zu anderen relevanten Gruppen als vorteilhaft, höherwertig oder gar überlegen herauszustellen (Hogg 1988; Huddy 2001; Tajfel 1992). Die Folge dieses sozialpsychologischen Mechanismus ist üblicherweise die Herausbildung positiver Stereotypen, bezogen auf die eigene Gruppenidentität sowie die Herabstufungen relevanter Vergleichsgruppen. Insbesondere wenn eine Identität für eine Person sehr bedeutsam ist und zudem eine relevante Außengruppe existiert, wird diese Person in der Regel stark motiviert sein, die eigene Identität zu betonen und sich von der Außengruppe positiv abzusetzen (Ellemers et al. 2002). Demnach birgt eine starke Bindung an die nationale Zugehörigkeit das Potential, negative und emotional aufgeladene Meinungen und Einstellungen gegenüber Flüchtlingen herauszubilden, was sich womöglich bis in das Extrem gewalttätiger Handlungen gegenüber Angehörigen von Außengruppen übersetzt.

Womöglich gibt es darüber hinaus soziokulturelle Unterschiede zwischen alten und neuen Bundesländern, die wenig greifbar und daher schwer messbar sind. So stellen Krueger und Plischke (1997) in ihrer Untersuchung der Anschläge auf Ausländer in den frühen 1990er Jahren merklich mehr Gewalttaten in den neuen Bundesländern fest und diskutieren als mögliche Ursache für diesen Befund historisch gewachsene soziokulturelle Unterschiede. Um einen solchen möglichen systematischen Unterschied zu berücksichtigen, ist es im weiteren Verlauf der Analysen wichtig, zwischen West- und Ostdeutschland zu unterscheiden.

Parteien am rechten Rand des politischen Spektrums

Einige wenige Studien haben die Stärke rechtsextremer Parteien als mögliche politische Determinante des Vorkommens fremdenfeindlicher Gewalt berücksichtigt (Koopmans 1996; Braun 2011; Braun und Koopmans 2010). Über die Wirkungsrichtung der Stärke rechtsextremer Parteien gibt es jedoch unterschiedliche Auffassungen. Einerseits erscheint es im Licht der politischen Ausrichtung rechtsextremer Parteien schlüssig, dass mit deren Stärke die Wahrscheinlichkeit von Gewalttaten gegen Immigranten steigt. Diese Parteien sind gleichermaßen Ausdruck fremdenfeindlicher Einstellungen, wie sie diese zugleich durch ihre politischen Botschaften weiterverbreiten und legitimieren. Sie belegen Immigranten mit Feindbildern und evozieren negative Einstellungen gegenüber diesen. Daher ist zu vermuten, dass starke rechtsextreme, aber auch rechtspopulistische Parteien die Wahrscheinlichkeit von Anschlägen auf Flüchtlinge erhöhen. Zudem ist anzunehmen, dass sie durch ihre organisatorische

Verankerung sowie Verbindungen zu anderen Gruppen, in denen eine hohe Gewaltbereitschaft gegen Immigranten herrscht (Backes und Mudde 2000), ein Potential zur Mobilisierung von Gewalttaten gegenüber Immigranten bergen.

Es ist ferner bekannt, dass angehörige rechtsextremer Parteien eher dazu neigen, Gewalttaten gegen Ausländer zu begehen als dies für die Durchschnittsbürgerinnen und -bürger der Fall ist (Falk, Kuhn, und Zweimüller 2011; Merkl 1995). Demgegenüber weist Koopmans (1996) darauf hin, dass rechtsextreme Parteien existierendes Potential für politische Gewalt gegen Immigranten zu entschärfen vermögen, indem sie es in moderierende Bahnen lenken. Seine Befunde sowie diejenigen der Studie von Koopmans und Braun (2010) sprechen für diese Vermutung. Die Ergebnisse von Braun (2011) hingegen stehen nicht mit dieser „Kanalisierungsthese“ im Einklang. Insgesamt ist der Einfluss der Stärke rechtsextremer Parteien bisher nicht ausreichend ergründet, um fundierte Aussagen treffen zu können.

Ansteckungseffekte

Einsichten aus der Konfliktforschung (Engene 2004, S. 18; Aaltola 2009, S. 27) legen nahe, dass für die Erklärung von Gewalt gegen Fremde auch dynamische Einflussgrößen eine wichtige Rolle spielen. Insbesondere sind hier Ansteckungseffekte ausgehend von fremdenfeindlichen Ereignissen und Gewalttaten zu nennen. Bereits in einigen Studien der 1970er und 1980er Jahre ist postuliert und empirisch untermauert worden, dass allein das Vorkommen von politischer Gewalt die Wahrscheinlichkeit des Auftretens vergleichbarer Vorkommnisse an einem anderen Ort beeinflussen kann (Hill und Rothchild 1986; Li und Thompson 1975; Midlarsky et al. 1980; Most und Starr 1980). Weitere Beiträge haben erfolgreich anhand mathematischer Modelle die Entwicklung von Epidemien nachgebildet und auf das Ausbrechen kollektiver Gewalt übertragen (Pitcher et al. 1978; Myers 2000; Patten und Arboleda-Flórez 2004; Midlarsky 1978).

Diese Vorstellung von Ansteckungswirkungen durch zeitliche und räumliche Nähe von früherem gewalttätigem Verhalten lässt sich auf Gewalt gegen Immigranten und Flüchtlinge übertragen. Wie in der zuvor zitierten Literatur ist davon auszugehen, dass Vorkommnisse solcher Gewalt eine Vorbildwirkung haben und zu Nachahmungstaten führen. Das beobachtete Vorkommen solcher Angriffe kann zu weiteren Angriffen ermutigen und diese legitimieren (siehe auch Braun 2011). Dabei sind Angriffe auf Flüchtlinge nicht im gesamten Land öffentlich sichtbar. So gab es nach der Statistik des Bundeskriminalamts in den Jahren 2015 und 2016 mehr als zwei sowie im Jahr 2017 knapp einen Angriff pro Tag in Deutschland (BKA 2018, S. 56), doch nur in seltenen Fällen wurde über einzelne Angriffe bundesweit berichtet. Allerdings finden derartige Ereignisse durchaus Eingang in die lokale

Zeitungsberichterstattung.¹ Dadurch und durch Mund-zu-Mund-Propaganda dürfte sich die Kunde von Angriffen auf Geflüchtete und Unterkünfte von Asylbewerbern am ehesten im lokalen Kontext verbreiten. Demzufolge ist davon auszugehen, dass die räumliche Nähe eine wichtige Rolle für Nachahmungseffekte spielt.

Ansteckungseffekte von fremdenfeindlicher Gewalt, die im Einklang mit diesen Annahmen stehen, sind bislang nur vereinzelt untersucht worden (Braun und Koopmans 2010; Braun 2011; Jäckle und König 2017). Die bisherigen Befunde sprechen dafür, dass das Auftreten von rechtsextremer Gewalt zu weiterer Gewalt dieser Art anstachelt – und demnach ein Ansteckungseffekt vorliegt. Folglich könnte ein wichtiger Erklärungsfaktor für Gewalt gegen Flüchtlinge nicht struktureller, sondern dynamischer Art sein. Gewalttaten gegen Flüchtlinge sowie fremdenfeindliche Kundgebungen könnten somit weitere Anschläge nach sich ziehen.

3. Daten und Methode

Die eingangs erwähnte Datengrundlage für die Anschläge auf Flüchtlinge, die Chronik flüchtlingsfeindlicher Vorfälle der Initiative *Mut gegen Rechte Gewalt* (2016), basiert auf einer umfassenden Durchsicht von Nachrichten in Zeitungen, Rundfunk und Onlinemedien sowie offiziellen Quellen, wie von der Polizei herausgegebenen Statements oder Antworten auf kleine Anfragen im Bundestag. Ihre Daten sind bereits im Zuge publizistischer und wissenschaftlicher Veröffentlichungen herangezogen worden (Middelhoff 2015; Benček und Strasheim 2016).² Das zur Erstellung der Chronik flüchtlingsfeindlicher Vorfälle angewandte Vorgehen verspricht eine sorgsame und auf Vollständigkeit zielende Erhebung von Daten, auch wenn nicht garantiert werden kann, dass einerseits alle in die Kategorie der flüchtlingsfeindlichen Vorfälle fallenden Ereignisse erfasst sowie andererseits nicht einzelne Ereignisse fälschlicherweise als solche katalogisiert werden, obwohl sie eigentlich einen anderen Hintergrund hatten.

Entscheidend für die Analyse ist, dass mit diesen Daten – anders als mit den offiziellen und aggregierten Statistiken des Bundeskriminalamtes – tagesweise Informationen sowie Ortsangaben auf der

¹ Auch die für die empirische Analyse herangezogene Datengrundlage zu Angriffen auf Flüchtlinge in Deutschland bezieht unter anderem lokale Meldungen aus Zeitungen ein. Insofern passt diese Datengrundlage zum angenommenen Diffusionsmechanismus.

² Die verwendete Datenquelle kann insofern als belastbar angesehen werden, als davon auszugehen ist, dass die Urheber ein grundsätzliches Interesse daran haben, eine möglichst vollständige Datenbasis zu generieren und überdies darum wissen, dass ihre Daten öffentlich wahrgenommen und teils auch weiterverwendet werden. Außerdem liefert eine Studie von Marbach und Ropers für die Jahre 2014 und 2015 einen starken Grund dafür, die Daten von *Mut gegen Rechte Gewalt* als verlässlich anzusehen. Für die genannten Jahre haben die Autoren Zugriff auf die nicht öffentlich zugänglichen, räumlich disaggregierten Daten des Bundeskriminalamtes erhalten und konnten so zeigen, dass keine merklichen Diskrepanzen zu den Daten von *Mut gegen Rechte Gewalt* vorhanden sind (Marbach und Ropers 2017). Allerdings liegt die Anzahl der behördlich registrierten Anschläge (BKA 2018) unter derjenigen, die von der Chronik flüchtlingsfeindlicher Vorfälle aufgeführt werden.

Gemeindeebene vorliegen. Entsprechend der Ortsangaben aus der Chronik flüchtlingsfeindlicher Vorfälle wurden sämtliche Fälle mit den genauen geographischen Mittelpunkten der Gemeinden (in großen Städten wurde hierfür sogar auf die Stadtteile zurückgegriffen) in Form von Längen- und Breitengraden (WGS 84) gematcht. Für die weiteren Analysen werden die Anschläge entsprechend dieser Mittelpunkte kartiert.

Die in der weiteren Analyse verwendete Datenbasis auf Basis der oben beschriebenen Chronik enthält insgesamt 1448 flüchtlingsfeindliche Vorfälle für das Jahr 2015 (Anschläge + Demos), für die Jahre 2016 und 2017 sind es entsprechend 3147 bzw. 2155 Vorfälle. Im Vergleich zu der replizierten Studie hat sich die Datenbasis für das Jahr 2015 durchaus nennenswert verändert. Das liegt primär an zwei Sachverhalten: erstens sind insbesondere durch die Auswertung von kleinen Anfragen der Linkspartei zum Thema fremdenfeindlicher Gewalttaten, welche von der Bundesregierung mit einem gewissen zeitlichen Abstand beantwortet werden, Ereignisse in den Datensatz aufgenommen worden, die zum Zeitpunkt der Studie von Jäckle und König (2017) noch nicht inkludiert waren. Zweitens sind einzelne Ereignisse, die zum Zeitpunkt der Datensatzerstellung für die replizierte Studie im Jahr 2016 noch als Anschlag enthalten waren, aber einer späteren Überprüfung nicht standhielten, aus dem Datensatz entfernt worden. Dies war beispielsweise bei einem vermeintlichen Brandanschlag am 07.09.2015 in Rottenburg der Fall, welcher sich im Zuge der polizeilichen Ermittlungen als Unglück in Folge von Fahrlässigkeit der Bewohner herausgestellt hat.

Die Chronik registriert und unterscheidet zwischen vier Arten von Vorkommnissen. Als eigentliche Anschläge sind (1) persönliche Angriffe in Form von Tötlichkeiten und Körperverletzungen, (2) Brandanschläge auf Unterkünfte sowie (3) andere Angriffe auf Unterkünfte (z.B. Sachbeschädigung, Verwendung verfassungsfeindlicher Symbole) anzusehen. Darüber hinaus enthalten die Daten feindselige Demonstrationen gegen Flüchtlinge, deren Betrachtung, obwohl es sich nicht um Anschläge im engen Sinn handelt, ebenfalls relevant sein kann. Für die abhängige Variable sind allerdings nur die zuvor genannten drei Anschlagarten von Bedeutung. Diese werden für die Analyse zu einer Variablen „Anschläge“ zusammengefasst, welche geographisch auf der Kreisebene gemessen wird.

Eine noch kleinräumigere Messung der abhängigen Variable auf Gemeindeebene wäre zwar anhand der Daten der Chronik flüchtlingsfeindlicher Vorfälle möglich, da jedoch die weiteren unabhängigen und Kontrollvariablen ebenfalls nur auf der Kreisebene (zum Teil auch nur auf der Bundesländerebene) vorliegen, hätte die Auswertung auf Gemeindeebene wenig Mehrwert. Hinzu kommt eine zeitliche Dimension: Trat an einem Tag in einem Kreis ein Anschlag auf, so wird die abhängige Variable für diesen Fall im Datensatz mit „1“ kodiert, andernfalls erhält sie eine „0“. Um mögliche Veränderungen über den Untersuchungszeitraum abzubilden, werden drei getrennte Modelle für jedes Jahr berechnet. Da es in Deutschland insgesamt 402 Kreise gibt, bestehen die drei analysierten Datensätze aus jeweils $402 * 365 = 146.730$ Beobachtungen für die Jahre 2015 und 2017 sowie 147.132 Beobachtungen für das Schaltjahr 2016.

Während die abhängige Variable Varianz sowohl über die Kreise als auch über die Zeit aufweist, gilt dies nicht für alle unabhängigen Variablen, die in die statistische Analyse zur Erklärung der Anschläge eingehen. Für sie liegen überwiegend Informationen auf der Kreisebene vor. Die Messung der Variable für wirtschaftliche Entbehrung geschieht über die Arbeitslosenrate in den Kreisen. Darüber hinaus wird die Bildung als möglicher weiterer sozial wie wirtschaftlich relevanter, struktureller Faktor hinzugezogen. Hierfür finden zum einen der Anteil der Schulabgänger mit allgemeiner Hochschulreife sowie zum anderen der Anteil derjenigen ohne Schulabschluss Berücksichtigung. Diese Variablen liegen jährlich vor, wobei der Stichtag jeweils der 31.12. des Vorjahres ist.

Für die Messung von sozialer Desintegration (Anomie) stünden Idealerweise geeignete Survey-Daten zur Verfügung, die sich auf Kreisebene aggregieren ließen. Da dies nicht der Fall ist, greifen wir auf den Indikator Wahlbeteiligung bei der Bundestagswahl im Jahr 2013 als einem Näherungsmaß zurück. Dieser Proxy lässt sich damit begründen, dass Politikverdrossenheit und Apathie als Korrelat von Wahlenthaltung gelten (Austin und Pinkleton 1995; Bélanger und Nadeau 2005).

Um die Kontakthypothese empirisch prüfen zu können, ziehen wir als Indikator den Ausländeranteil in einem Kreis heran (Stichtag 31.12. des Vorjahres). Alternativ ist auch der Anteil an Personen mit Migrationshintergrund anhand des Zensus 2011 erhoben worden. Die Variable für die Stärke der nationalen Identifikation wird aus Gründen der Datenverfügbarkeit auf Länder- statt auf Kreisebene gemessen und basiert auf den beiden Eurobarometerbefragungen von November 2013 und November 2014. Konkret handelt es sich um die nach Bundesländern aggregierten Mittelwerte der Differenzen zwischen der nationalen und der europäischen Identifikation der Befragten. Zwei Befragungen wurden deshalb verwendet, weil sich das Merkmal erstens zeitlich vergleichsweise stabil verhält und zweitens so für jedes Land ausreichend Fälle für die Mittelwertbildung zur Verfügung stehen (was gerade bei kleinen Bundesländern wie Bremen oder dem Saarland relevant ist).

Die politisch konnotierte Variable der Stärke rechtsextremer Parteien basiert auf den Zweitstimmenanteilen entsprechend eingestufte Parteien bei der Bundestagswahl im Jahr 2013. Für die auf der Kreisebene messende Variable wurden die Stimmenanteile auf der Gemeindeebene aggregiert. Als klar rechtsextrem können neben der NPD und den Republikanern die Parteien Die Rechte, proDeutschland und proNRW angesehen werden. Da die betreffende Variable das Potential fremdenfeindlicher Einstellungen sowie zur Mobilisierung von fremdenfeindlicher Gewalt ausdrücken soll, wird zu den genannten Parteien die Alternative für Deutschland (AfD) hinzugenommen. Nach den Landtagswahlen im Spätjahr 2014 sowie der Abspaltung der Alfa hat die AfD nicht nur politisches Gewicht gewonnen, sondern sich vor allem dahingehend gewandelt, dass sie eine Anti-Immigrations-Orientierung in den Vordergrund stellt und national-konservative bis rechtsextreme Sichtweisen vereint

(Korte et al. 2015; Häusler und Roeser 2016).³

Zusätzlich zu den zuvor beschriebenen Indikatoren für die strukturellen Einflüsse wird ein dynamischer Einfluss in das Modell aufgenommen, der auf die räumliche und zeitliche Nähe vorangehender Anschläge zurückzuführen ist.⁴ Die wichtigste Variable in diesem Zusammenhang bildet eine Ansteckungsdynamik ab, bei der die Wahrscheinlichkeit eines Anschlags in einem Kreis an einem gegebenen Tag allein durch ein kürzlich zuvor erfolgtes und räumlich nahes Ereignis ansteigt. Hierfür wird die geodätische Distanz für jeden Fall im Datensatz (Kreis-Tag) zum am nächsten liegenden Vorkommnis⁵ innerhalb der letzten sieben Tage⁶ berechnet (siehe hierzu auch Braun und Koopmans 2010). Die so berechnete Distanz wird weiterhin logarithmiert, da es plausibel erscheint, dass die Ansteckungswahrscheinlichkeit überproportional mit zunehmender Entfernung sinkt. Die so generierte Variable erlaubt es somit, eine zeitlich-räumliche Abhängigkeit zu prüfen, die sich als ein Ausstrahlungs- oder Ansteckungseffekt deuten lässt. Ein feststellbarer Effekt würde bedeuten, dass sich mit kleinerer geographischer Distanz zu einem nur kurz zurückliegenden Anschlag die Wahrscheinlichkeit eines Angriffs in einem gegebenen Kreis erhöht.⁷

Da ein Ausstrahlungseffekt bereits durch das vorausgehende landesweite Niveau der Anschläge beeinflusst sein könnte, wurde zusätzlich eine Variable gebildet, über welche deutschlandweite die Anzahl der flüchtlingsfeindlichen Angriffe und Demonstrationen in der vorangehenden Woche berücksichtigt wird. Außerdem wurde eine Variable konstruiert, die eine mögliche Pfadabhängigkeit innerhalb einzelner Kreise modelliert: die kumulierte Anzahl von Anschlägen in einem Kreis bis zu einem gegebenen Tag (hierfür werden die vergangenen 60 Tage angesetzt). Die Überlegung zu diesem Indikator lautet, dass, analog zur Idee eines Ansteckungseffekts, vorangehende Anschläge in einem Kreis eine Art Vorbild für weitere Anschläge bilden können und möglicherweise etwaige Hemmschwellen senken (Braun und Koopmans 2010).

³ Um den Aufstieg der AfD seit der Bundestagswahl 2013 besser abzubilden, werden in Kontrollmodellen alternativ die Wahldaten für rechtsextreme und rechtspopulistische Parteien zur Bundestagswahl 2017 herangezogen.

⁴ Es ist weiterhin theoretisch denkbar, dass eine zeitliche Dynamik durch endogene Anpassungseffekte auftritt. Diese träten dann auf, wenn etwa geographische Einheiten infolge einer Anschlagshäufung Gegenstand politischer Maßnahmen werden, welche die strukturellen Bedingungen verändern (beispielsweise Bildung oder der Polizeistärke, für die allerdings keinen Daten vorliegen). Allerdings ist bei den betrachteten strukturellen Variablen von einer hohen Stabilität auszugehen. Politische Maßnahmen dürften eher längerfristig und zumal nicht auf einzelne Kreise beschränkt zu Veränderungen führen.

⁵ Vorkommnisse sind hierbei ein Anschlag oder eine feindselige Demonstration, da davon auszugehen ist, dass auch diese ein mobilisierendes Potential mit Blick auf Übergriffe gegen Flüchtlinge haben können.

⁶ Kontrollmodelle, bei denen ein längerer Zeitraum von 14 Tagen verwendet wurde und die damit von einer längeren Persistenz des mobilisierenden Potentials fremdenfeindlicher Aktionen ausgehen, liefern keine signifikant anderen Ergebnisse.

⁷ Im Extremfall könnte dies zwar bedeuten, dass ein positives Feedback und ständiges Aufschaukeln von Gewalt gegen Flüchtlinge nach vorangehender Gewalt bestehen. Es ist allerdings davon auszugehen, dass der Effekt nicht derart stark ist, da ansonsten ein fortgesetzter Anstieg der Angriffe auf Flüchtlinge in Deutschland zu beobachten wäre. Umgekehrt kann aber auch ohne das erwähnte Aufschaukeln von Gewalt gegen Flüchtlinge ein Effekt der beschriebenen Variablen für die Modellierung einer Ansteckungsdynamik vorliegen.

Zuletzt werden mehrere Kontrollvariablen in das Modell aufgenommen. Die Anzahl der Einwohnerinnen und Einwohner in einem Kreis ist unbedingt zu berücksichtigen, weil davon auszugehen ist, dass sie direkt mit einer höheren Anzahl von Anschlägen zusammenhängt. Ebenso dürfte der Anteil der männlichen Bevölkerung in einem Kreis einen positiven Effekt aufweisen, da bekanntlich physisch gewaltsame Personen häufiger männlich sind (Döge 2011; Hermann 2003). Die Empfänger von Asylbewerberregelleistungen pro Einwohner in einem Kreis eine weitere wichtige Kontrollvariable dar, weil bei einem höheren Anteil von Flüchtlingen an der Bevölkerung bereits die Wahrscheinlichkeit für Anschläge auf Flüchtlinge höher liegen könnte. Für diese drei Variablen gehen jahresspezifische Werte in die Modelle ein – abermals mit dem 31.12. des Vorjahres als Stichtag. Angelehnt an die Analysen von Braun (2011) sowie Braun und Koopmans (2010) werden die Wochentage sowie die Sommerzeit im Datensatz kodiert, um mögliche systematische temporale Unterschiede aufzufangen. Eine Übersicht der operationalisierten Variablen und der zugrundeliegenden Datenquellen findet sich in Tabelle 1 (eine Übersicht mit deskriptiven Statistiken zur Beschreibung der Indikatoren findet sich in Anhang A1).

Um die Datenstruktur abzubilden, stützt sich die Auswertung auf eine logistische Mehrebenenregression. Die abhängige Variable ist binär und gibt an, ob an einem gegebenen Tag in einem gegebenen Kreis ein Anschlag stattfand oder nicht. Die unabhängigen Variablen sind auf drei verschiedenen Ebenen angesiedelt. Neben solchen, die auf der Länderebene, und solchen, die auf der Kreisebene variieren, sind auch Variablen enthalten, die innerhalb von Kreisen von Tag zu Tag variieren können. Um unterschiedliche Anschlagsniveaus zwischen den Kreisen sowie zwischen den Ländern zu modellieren, wird ein Random-Intercept-Modell mit Varianzkomponenten für alle drei Ebenen geschätzt. Dabei wird davon ausgegangen, dass diese Varianzen durch die aufgenommenen Einflussfaktoren erklärt werden können. Die Analyse beruht auf dem Befehl `melogit` in Stata. Für genauere Ergebnisse als bei der Quasi-Likelihood-Schätzung wurde die adaptive Gauss-Hermite-Quadratur bei Sieben Integrationspunkten für jede Ebene verwendet.

Vor der empirischen Auswertung der Regressionsmodelle erfolgt zunächst eine visuelle Inspektion und Beschreibung der Anschlagsmuster. Dies geschieht mittels Darstellung der räumlichen Verteilung der Anschläge über die Zeit. Hierfür werden die exakten, auf der Gemeindeebene gemessenen Anschlagsskordinaten verwendet – nur für die spätere Regression ist es für die Modellierung notwendig, diese auf der Kreisebene zu erfassen.

Tabelle 1: Übersicht Operationalisierung

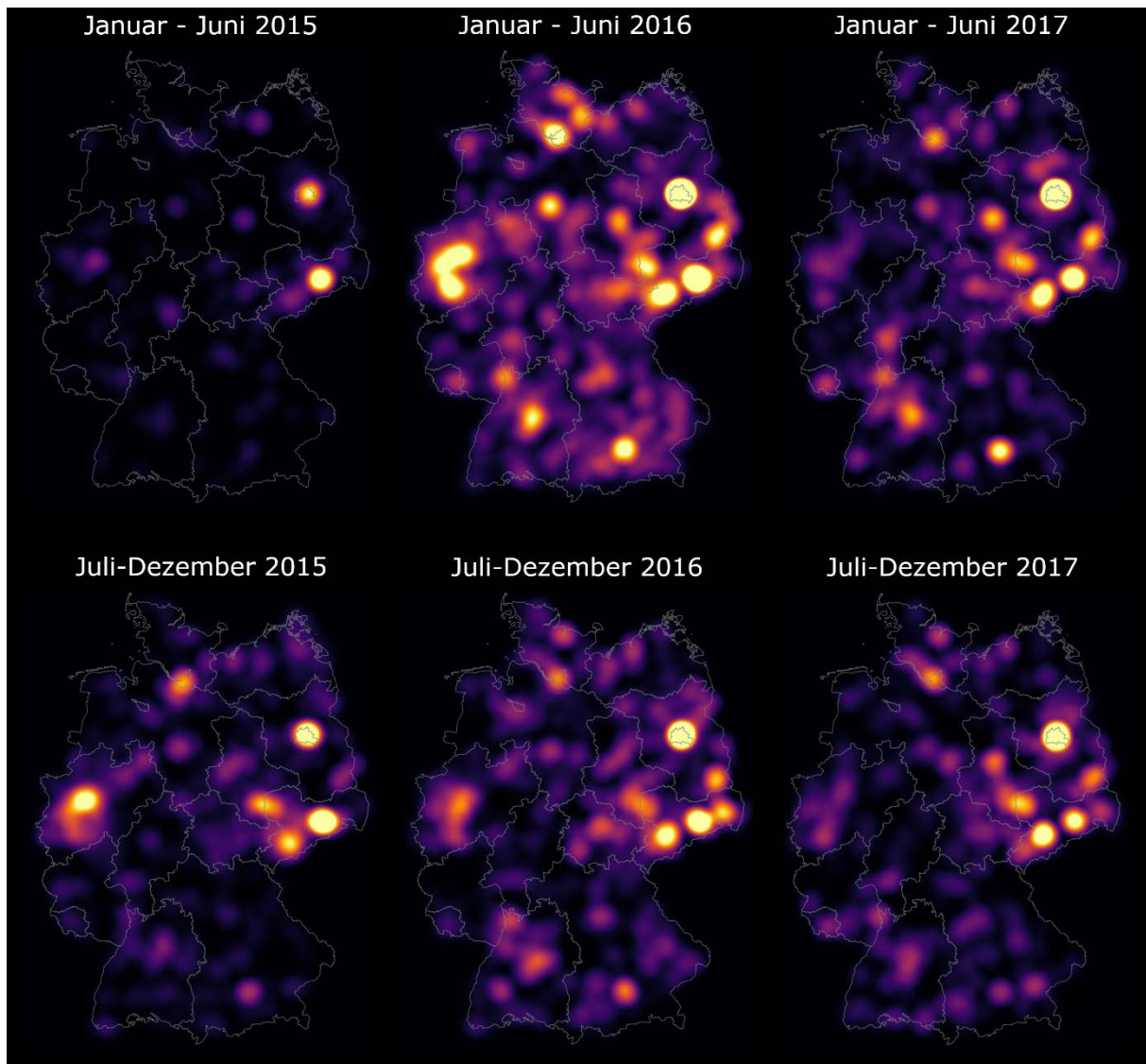
Konzept	Indikator	Quelle	Ebene
<i>Abhängige Variable</i>			
Anschläge auf Flüchtlinge	Angriffe auf Flüchtlinge: 1. Tötlichkeiten und Körperverletzungen, 2. Brandanschläge auf Unterkünfte sowie 3. andere Angriffe auf Unterkünfte	Mut gegen Rechte Gewalt	Kreis + täglich
<i>Unabhängige Variablen</i>			
<i>Strukturell</i>			
Soziale Desintegration (Anomie)	Wahlbeteiligung bei der Bundestagswahl im Jahr 2013	Bundeswahlleiter	Kreis
Wahrscheinlichkeit des Kontakts mit Migranten	Ausländeranteil (für 2014-2016)	Statistisches Bundesamt	Kreis + jährlich
	Anteil der Bevölkerung mit Migrationshintergrund (Zensus 2011)		Kreis
Wirtschaftliche Deprivation	Arbeitslosenrate (Jahresdurchschnitte für 2014-2016, Anteil der Schulabsolventen mit allgemeiner Hochschulreife, Anteil der Schulabgänger ohne Abschluss (für 2014-2016 jeweils zum Ende des Schuljahres)	Bundesagentur für Arbeit, Statistisches Bundesamt	Kreis + jährlich
Stärke rechtsextremer und rechts-populistischer Parteien	Zweitstimmenanteile rechtsextremer und rechtspopulistischer Parteien bei der Bundestagswahl im Jahr 2013 (sowie als Kontrolle bei der Europawahl 2014)	Bundeswahlleiter	Kreis
Stärke der nationalen vs. europäischen Identität	Ländermittelwerte der Differenzen zwischen den beiden Items nationale und europäische Identifikation	Eurobarometer November 2013 und November 2014	Bundesland
<i>Dynamisch</i>			
Ansteckungseffekt	Geodätische Distanz zum nächsten Anschlag innerhalb der vergangenen Woche	Statistisches Bundesamt	Kreis + täglich
Pfadabhängigkeit	Kumulierte Anzahl von Anschlägen in einem Kreis innerhalb der letzten 60 Tage	Mut gegen Rechte Gewalt	Kreis + täglich
Zeitliche Konzentration von Anschlägen	Anzahl der Vorkommnisse (Anschläge + Demos) in Gesamtdeutschland innerhalb der vorangehenden Woche	Mut gegen Rechte Gewalt	Täglich
<i>Kontrollvariablen</i>			
Kontrollvariablen für die Anzahl potentieller Täter	Anzahl der Einwohner, Anteil männlicher Einwohner (für 2014-2016)	Statistisches Bundesamt	Kreis + jährlich
Anzahl der Asylbewerber	Empfänger von Asylbewerberregelleistungen (jeweils zum 31.12. für 2014-2016) / Einwohnerzahl	Statistisches Bundesamt	Kreis + jährlich
Sommer	Sommerzeit (21. Juni bis 22. September)		Täglich
Wochentag	Dummy-Variablen für die Wochentage		Täglich

4. Empirische Analyse

Das Vorkommen von Anschlägen auf Flüchtlinge im betrachteten Zeitraum gibt Abbildung 1 in Form einer Heatmap der halbjährlich aggregierten Vorkommnisse und ihrer geographischen Verteilung über die Bundesrepublik wieder. Drei Punkte sind ihr zu entnehmen. Erstens zeigt sich eine deutliche Zunahme der Anschlagzahlen über das Jahr 2015 zum Höchstwert im ersten Halbjahr 2016. Danach sinkt die Zahl der Anschläge wieder, weist aber gleichwohl im letzten untersuchten Halbjahr 2017/2

trotzdem noch höhere Werte auf als zu Beginn des Untersuchungszeitraums. Zweitens zeigt sich eine deutliche regionale Clusterung, die allerdings über die Zeit variiert. So ist insbesondere Sachsen über den gesamten Untersuchungszeitraum häufig Ort von Anschlägen, wohingegen das Ruhrgebiet v.a. Ende 2015 und Anfang 2016 auffällig ist. Daneben zeigt sich, dass die absoluten Hot Spots für flüchtlingsfeindliche Anschläge die Großstädte (Berlin, Hamburg und, weniger stark, München) sind, was freilich der hier verwendeten, nicht an der Bevölkerungszahl normierten Messung geschuldet ist. Drittens schließlich zeigen die Karten: auch wenn sich gerade im Jahr 2016 die Anschläge stark über das gesamte Bundesgebiet ausgebreitet haben, so gibt es dennoch Gegenden, in denen über die gesamten drei Jahre hinweg keine oder so gut wie keine flüchtlingsfeindlichen Anschläge zu registrieren waren: Insbesondere ist dies in Teilen von Niedersachsen (z.B. um Meppen und Cloppenburg), von Rheinland-Pfalz (um die Kreise Rhein-Hunsrück und Bad Kreuznach), aber auch in Teilen Mecklenburg-Vorpommerns (im Bereich der Mecklenburgischen Seenplatte) der Fall.

Abbildung 1: Räumliche Verteilung der Anschläge nach Halbjahren (2015-2017)



Anmerkungen: Abbildung basierend auf den Informationen aus der Chronik flüchtlingsfeindlicher Vorfälle. Die Heatmap gibt die absolute Häufung von Angriffen auf Flüchtlinge in der Bundesrepublik Deutschland auf Basis der Kreiskoordinaten wieder. Stellen der Heatmap sind dann farblich abgehoben, wenn dort mindestens ein Angriff in einem Halbjahr zu verzeichnen war, bei der stärksten farblichen Abhebung liegen mindestens 25 Angriffe vor.

Genaueren Aufschluss darüber, wie sich die zuvor beschriebene Verteilung erklären lässt, liefern die Ergebnisse aus den logistischen Mehrebenenregressionsmodellen für die drei Zeiträume. Diese sind in Tabelle 2 aufgeführt.

Tabelle 2: Binär-logistische Mehrebenenregression: Determinanten von Anschlägen auf Flüchtlinge (2015-2017)

	2015	2016	2017
Log. Distanz von nächstem Vorkommnis in der vergangenen Woche	-0.197*** (-5.58)	-0.0515* (-2.33)	-0.0809*** (-3.32)
Anzahl aller Vorkommnisse (Demos + Anschläge) in vergangener Woche	0.0199*** (10.82)	0.0149*** (19.09)	0.0161*** (7.42)
Kumulierte Anschläge in Kreis, jeweils letzte 60 Tage, seit 01.01.2015	0.0625*** (8.84)	0.0429*** (9.69)	0.0243*** (5.17)
Dienstag	-0.113 (-0.91)	0.0619 (0.88)	-0.134 (-1.63)
Mittwoch	-0.162 (-1.29)	-0.0578 (-0.80)	-0.190* (-2.27)
Donnerstag	0.0242 (0.20)	-0.00372 (-0.05)	-0.259** (-3.05)
Freitag	0.0751 (0.63)	-0.000291 (-0.00)	-0.137 (-1.66)
Samstag	0.470*** (4.28)	0.0708 (1.01)	-0.0190 (-0.24)
Sonntag	0.329** (2.92)	0.0682 (0.97)	-0.220** (-2.62)
Sommer (21. Juni - 22. September)	0.239*** (3.60)	-0.0240 (-0.50)	0.0200 (0.38)
Zweitstimmenanteil rechter Parteien bei BT-Wahl 2013	0.0814* (2.23)	0.0102 (0.39)	-0.0466 (-1.45)
Arbeitslosenquote	-0.0320 (-1.02)	-0.0308 (-1.39)	0.0138 (0.49)
Anteil Schulabgänger mit Hochschulreife	-0.00326 (-0.43)	0.00600 (1.23)	0.00928 (1.52)
Anteil Schulabgänger ohne Abschluss	0.00658 (0.25)	0.0246 (1.29)	0.0386 (1.63)
Ausländeranteil	-0.0459** (-2.67)	-0.0228* (-2.17)	-0.00332 (-0.28)
Wahlbeteiligung bei Bundestagswahl 2013	0.00804 (0.45)	-0.0156 (-1.43)	-0.00963 (-0.70)
Asylbewerberquote	-0.152 (-0.67)	-0.00279 (-0.08)	0.0534 (0.51)
Anteil männliche Bevölkerung	7.872 (0.92)	1.060 (0.20)	1.089 (0.17)
Einwohnerzahl (in 1000)	0.00205*** (6.78)	0.00175*** (8.15)	0.00179*** (7.42)
Nationale Identität (0) vs. Europäische Identität (100)	-0.193 (-1.75)	-0.148 (-1.59)	-0.134 (-1.52)
Konstante	-14.91** (-2.81)	-8.661* (-2.37)	-8.752* (-2.11)
<i>Zufallseffekte</i>			
Varianz Länderebene	1.597* (1.97)	1.173* (2.12)	0.988* (1.99)
Varianz Kreisebene	0.0797* (2.03)	0.0947*** (4.56)	0.138*** (4.19)
Fälle (Kreistage)	146730	147132	146730
davon mit mindestens einem Anschlag	1124	2987	2084

Anmerkungen: Angegeben sind die nicht standardisierten Koeffizienten (Log Odds), T-Wert in Klammern. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$. Da die zugrundeliegende Population (Kreise und Tage) sich mit der marginalen Abweichung durch das Schaltjahr 2016 nicht ändert und auch die getesteten Variablen in allen Modellen dieselben sind, ist die Grundlage für einen sinnvollen Vergleich der nicht standardisierten Koeffizienten gegeben.

Zunächst sollen die Befunde für das Jahr 2015 betrachtet werden. Im Vergleich zur replizierten Studie konnten durch die Aktualisierung der Datenbasis mehr als 500 Anschläge zusätzlich in die Modellschätzung aufgenommen werden. Die Befunde bleiben indes weitestgehend stabil. Einzig die nun signifikante Kontrollvariable für den Sommer sowie der nun nicht mehr signifikante Effekt des Männeranteils stellen eine Abweichung zum ursprünglichen Modell von Jäckle und König (2017) dar – aber auch diese beiden Effekte verändern sich nicht in ihrer Tendenz. Als besonders bedeutsam erweisen sich nach diesem Modell diejenigen Faktoren, die eine zeitliche Varianz der abhängigen Variablen aufklären können.

Die Variable für den Ansteckungseffekt ist hoch signifikant und negativ. Inhaltlich bedeutet dies, dass mit geringerer Distanz von einem Kreis(-Mittelpunkt) zum nächstgelegenen Vorkommnis (Anschlag oder fremdenfeindliche Demonstration) der zurückliegenden Woche die Wahrscheinlichkeit steigt, dass in diesem Kreis an einem Tag ebenfalls ein Anschlag stattfindet. Einen merklichen Effekt zeigt auch die Variable für die Anzahl sämtlicher fremdenfeindlicher Vorkommnisse in allen Kreisen Deutschlands während der zurückliegenden sieben Tage, was einen Kreis-überschreitenden, nationalen Trend abbildet. Schließlich zeigt die kumulierte Anzahl von Anschlägen in einem Kreis in den 60 zurückliegenden Tagen einen starken Einfluss. Durch die Berücksichtigung dieser Variable kontrolliert das Modell statistisch einen möglichen aufschaukelnden Trend in einem Kreis. Der Effekt besagt inhaltlich: Je mehr Anschläge es zuvor gegeben hat, desto wahrscheinlicher ist es, dass in einem Kreis weitere Anschläge folgen. Darüber hinaus zeigt sich in Modell 1 eine Konzentration der Anschläge auf die Wochenenden.

Von den strukturellen Faktoren zeigen neben der Kontrollvariable Einwohnerzahl nur der Anteil rechtsextremer und rechtspopulistischer Parteien sowie der Ausländeranteil in einem Kreis einen signifikanten Effekt. Der festgestellte negative Effektschätzer für den Ausländeranteil steht im Einklang mit der Kontakthypothese. Wird statt dieser Variablen der Anteil der Personen mit Migrationshintergrund in einem Kreis verwendet, erhält man dasselbe Bild.⁸ Die zusätzlich aufgenommene Variable zu den Asylbewerbern pro Einwohner in einem Kreis erweist sich neben diesen beiden Variablen jedoch nicht als bedeutsam. Der Koeffizient für die Stärke rechtsextremer und rechtspopulistischer Parteien in einem Kreis im Jahr 2015 spricht für eine mobilisierende Rolle solcher Parteien hinsichtlich Gewalt gegen Flüchtlinge.

Die Ergebnisse für das Jahr 2015 offenbaren einige klare Unterschiede zu und Gemeinsamkeiten mit den Befunden für die Jahre 2016 und 2017. Die Variablen, die eine zeitliche Konzentration sowie einen Ansteckungseffekt modellieren, weisen auch in den Berechnungen für die Jahre 2016 und 2017 hoch signifikante Effekte auf. Insgesamt unterstreicht dies die Wichtigkeit, eine zeitliche Dynamik und insbesondere eine Ansteckung bei der Analyse von fremdenfeindlicher Gewalt zu berücksichtigen, auch

⁸ Beide Variablen sind auf Kreisebene mit $r = 0,92$ korreliert, weshalb beide nicht gleichzeitig in dasselbe Modell aufgenommen werden.

wenn diese Effekte im Jahr 2015 stärker ausfielen als in den folgenden beiden Jahren. Zusätzliche Berechnungen auf Basis eines gepoolten Datensatzes über alle drei Jahre ergeben Interaktionseffekte zwischen den Ansteckungseffekten und Jahresdummies, die diese Interpretation unterstreichen. Während die Variablen für die Ansteckungseffekte in allen Jahren deutlich signifikante Effekte aufweisen, ist ihre Effektstärke nach dem Jahr 2015 signifikant niedriger (siehe Anhang A3).

Die strukturellen Faktoren sind demgegenüber auch auf Basis der Daten für die Jahre 2016 und 2017 schwach und haben sogar einen noch geringeren statistischen Erklärungsgehalt als für das Jahr 2015. Der Effekt des Stimmenanteils rechtsextremer und rechtspopulistischer Parteien ist schon im Jahr 2016 nicht mehr vorhanden und bleibt im Jahr 2017 ebenfalls unbedeutend. Daran ändert sich im Modell 3 auch dann nichts, wenn man die Stimmenanteile in den Kreisen bei der Bundestagswahl 2017 anstatt für die vorangehende Bundestagswahl verwendet (siehe Anhang A2, Modell M1). Der Ausländeranteil in einem Kreis zeigt im Jahr 2016 nur noch einen schwach signifikanten und negativen Effekt, der im Jahr 2017 gar völlig verschwindet. Ergänzend berechnete Interaktionen zwischen diesen strukturellen Variablen mit Jahres-Dummies für die Jahre 2016 und 2017 im gepoolten Modell (siehe Anhang A3) stützen diese Interpretation weiter ab. Der Effekt für die Stärke der Parteien am rechten Rand fällt nach dem Jahr 2015 signifikant geringer aus. Auch der Effekt des Ausländeranteils ist in den Jahren 2016 und 2017 signifikant schwächer als im Jahr 2015.

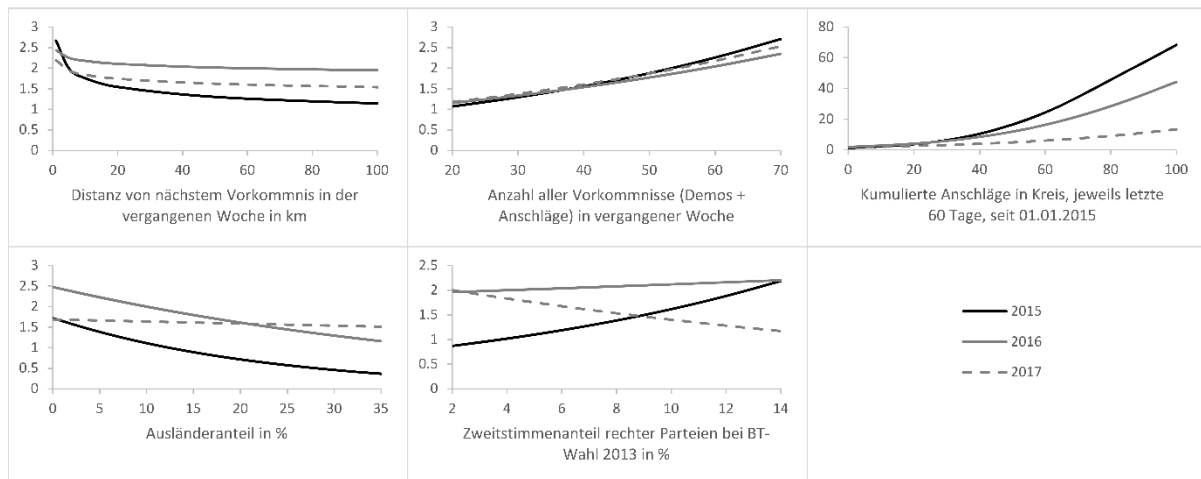
Um die weiter oben angesprochene Erwägung zu berücksichtigen, dass Ostdeutschland aufgrund des gesellschaftlichen und politischen Erbes und einer hieraus erwachsenden, sich von Westdeutschland unterscheidenden politischen Kultur häufiger Ort von Anschlägen sein könnte, wurden die drei Modelle aus Tabelle 2 zudem mit einer Dummy-Variable für die ostdeutschen Bundesländer getestet. Wird dieser Dummy als alleiniger Erklärungsfaktor ins Modell aufgenommen, weist er einen hochsignifikanten und positiven Effekt auf (nicht tabelliert). Doch dieser Effekt verschwindet, wenn die in Tabelle 2 enthaltenen Variablen aufgenommen werden (vgl. Anhang A2, Modelle M2 bis M4). Demnach kann der Unterschied zwischen alten und neuen Bundesländern über die in den Modellen enthaltenen signifikanten strukturellen Faktoren, insbesondere den Ausländeranteil in den Jahren 2015 und 2016, erklärt werden. Hinweise für einen darüberhinausgehenden Einfluss etwaiger kultureller Besonderheiten lassen sich somit nicht finden.

Abbildung 2 verdeutlicht die Effektstärken der in den Modellen als signifikant erwiesenen Variablen in Form von vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten. Berechnet wurden diese Vorhersagen, indem sämtliche weitere metrische Variablen auf ihre Mittelwerte gesetzt und zudem Samstage im Sommer angenommen wurden. Die dargestellten Werte sind wie folgt zu interpretieren. Die vorhergesagte Wahrscheinlichkeit beispielsweise für einen Kreis mit sehr niedrigem Ausländeranteil (das Minimum lag Ende 2014 bei ca. 1 Prozent) im Jahr 2015 bei 1,5 Prozent liegt. In einem Kreis mit hohem Ausländeranteil (das Maximum lag Ende 2014 bei 32,3 Prozent) liegt die vorhergesagte Wahrscheinlichkeit für einen Angriff auf Flüchtlinge bei rund einem Drittel dessen (weniger als 0,5 Prozent). Die Wahrscheinlichkeiten sind

grundsätzlich so niedrig, weil die Grundwahrscheinlichkeit für einen Angriff in einem Kreis an einem Tag bereits gering ist. Über alle Kreise und die Dauer eines gesamten Jahres fallen die in Abbildung 2 dargestellten Unterschiede aber durchaus ins Gewicht.

Aus der Abbildung lässt sich überdies die zuvor bereits aufgezeigte Tendenz ablesen, dass die in 2015 noch vergleichsweise starken Effekte in den beiden Folgejahren merklich an Erklärungskraft einbüßen. So weisen beispielsweise im Jahr 2017 Kreise mit einem niedrigen Ausländeranteil keinerlei abweichende vorhergesagte Wahrscheinlichkeit für einen Anschlag auf als Kreise, in denen viele Ausländer leben.

Abbildung 2: Vorhergesagte Wahrscheinlichkeiten für das Auftreten von Anschlägen



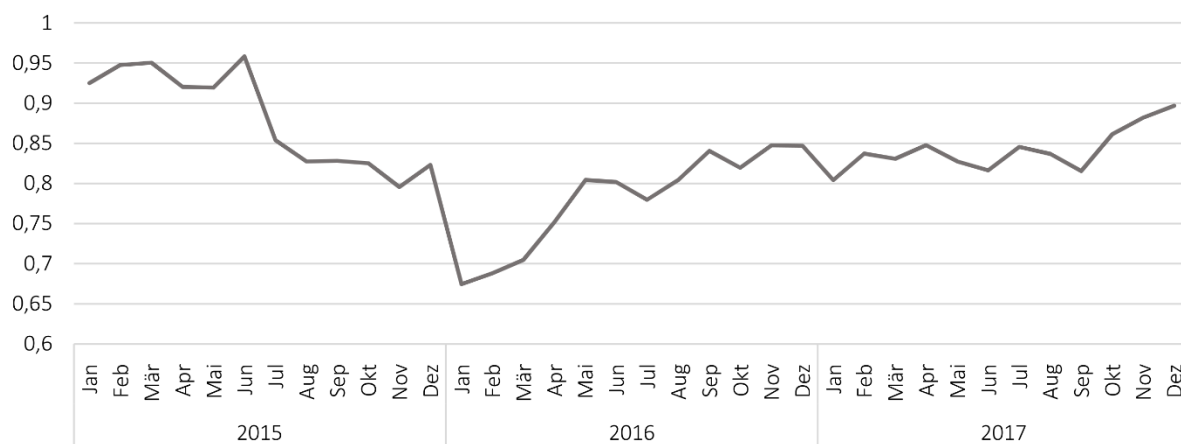
Anmerkungen: Die auf der y-Achse dargestellten Werte geben die vorhergesagte Wahrscheinlichkeit in Prozent für einen Anschlag in einem Kreis an einen Samstag im Sommer an. Die verwendeten Werte auf den X-Achsen entsprechen den realen Wertebereichen dieser Variablen.

Dass die für das Jahr 2015 bedeutsamen strukturellen Faktoren in den beiden Folgejahren kaum noch ins Gewicht fallen und auch die Variablen für einen Ansteckungseffekt eine schwächere Erklärungskraft aufweisen, lässt sich wie folgt deuten: Die beiden Folgejahre 2016 und 2017 unterscheiden sich vom Jahr 2015, in dem der massive Anstieg der Aufnahme von Flüchtlingen stattfand, in zweierlei Hinsicht entscheidend. Erstens ist davon auszugehen, dass die lokal begrenzte Ansteckungsdynamik derart zu einer allmählichen geographischen Diffusion von Anschlägen (vgl. die Heatmap für das erste Halbjahr 2016 in Abbildung 1) beiträgt, so dass anfänglich bedeutsame strukturelle Faktoren, wie der Anteil von Ausländern in einem Kreis und die Stärke von rechtsextremen und rechtspopulistischen Parteien, weniger wichtig für die Mobilisierung von Übergriffen gegen Flüchtlinge werden. Zweitens kam es in den Jahren 2016 und 2017 zu einer Reihe von einschneidenden Ereignissen, welche die strukturellen Faktoren überlagerten. Dies ist bei solchen Ereignissen zu erwarten, die gesamtgesellschaftliche Aufmerksamkeit erfahren und das Potenzial haben, ein negatives Bild von Flüchtlingen in der

Öffentlichkeit zu erwecken. Ihr Auftreten dürfte zur Folge haben, dass sich in Kombination mit den Ansteckungseffekten Angriffe auf Flüchtlinge wiederholt mehr oder minder im gesamten Land ausbreiten – und so mit der Zeit ein diffuseres räumliches Anschlagsmuster entsteht.

Ein besonders relevantes Ereignis dieser Art stellt die Kölner Silvesternacht vom 31. Dezember 2015 auf den 1. Januar 2016 dar. Nicht nur ist dieses Ereignis in der deutschen Medienlandschaft sowie in sozialen Netzwerken breit rezipiert wurden. Auch handelt es sich um ein Ereignis, das in besonderem Maß Flüchtlinge als bedrohliche Outgroup erscheinen ließ und welches somit – folgt man sozialpsychologischen Einsichten (Fritsche et al. 2011; Lickel et al. 2006; Stephan und Mealy 2011) – zu Ressentiments ihnen gegenüber beitrug. Die Kölner Silvesternacht eignet sich damit besonders gut, um zu verdeutlichen, wie einzelne Ereignisse zu einer Verbreitung von Anschlägen im gesamten Gebiet der Bundesrepublik führen und so andere Faktoren überlagern können. So markiert sie auch einen Wendepunkt in der monatlichen räumlichen Konzentration von Anschlägen, die in Abbildung 3 für die Kreisebene dargestellt ist.

Abbildung 3: Anschlagskonzentration über den Untersuchungszeitraum



Anmerkungen: Die dargestellten Werte geben den Gini-Index wieder, der auf Basis der Anschlagzahlen in den Kreisen berechnet wurde. Die Anschlagzahlen wurden vorher zwecks Vergleichbarkeit an der Einwohnerzahl normiert.

Wie der Abbildung zu entnehmen ist, liegt bei einer geringen Anzahl von Anschlägen in der ersten Hälfte des Jahres 2015 eine hohe Konzentration vor. Diese sinkt über die verbleibenden Monate des Jahres und schlägt im Januar 2016 merklich nach unten aus – von einem Gini-Wert von 0,85 auf 0,65. Diese markante Veränderung im Schaubild lässt sich unmittelbar mit den Übergriffen durch Immigranten während der Silvesternacht von 2015 auf 2016 in Köln zusammenbringen. Nach diesen Vorfällen scheinen Anschläge auf Flüchtlinge und ihre Unterkünfte nicht nur sprunghaft zugenommen, sondern sich auch über das gesamte Land ausgebreitet zu haben. Erst über die darauffolgenden Monate

Februar bis Mai 2016 steigt die Konzentration allmählich wieder auf 0,8 und pendelt sich danach im Bereich zwischen 0,8 und 0,85 ein – was dem Niveau des Sommers 2015 entspricht.

Insgesamt verdeutlicht der Blick auf die Konzentration von Anschlägen, inwiefern besondere Vorkommnisse dazu beitragen können, dass fremdenfeindliche Gewalt auch in Gegenden auftritt, in denen diese vorher nicht oder kaum stattfand. Zusammen mit der oben beschriebenen Ansteckungsdynamik, nach der Angriffe im geographischen Umfeld weitere Angriffe nach sich ziehen, kann dieser Umstand plausibel machen, warum sich das Vorkommen von fremdenfeindlicher Gewalt mit der Zeit zunehmend schwieriger durch strukturelle Faktoren aufklären lässt.

5. Fazit

Die vorliegende Replikationsstudie hat für das Jahr 2015 die Ergebnisse der Arbeit von Jäckle und König (2017) bestätigt. Auch mit aktualisierten Daten, bei denen für das Jahr 2015 zusätzlich 500, erst nachträglich bekannt gewordene Anschläge aufgenommen werden konnten, bleiben im Jahr der sogenannten Flüchtlingskrise die Stärke rechtsextremer und rechtspopulistischer Parteien (positiver Effekt) sowie der Ausländeranteil bzw. alternativ der Anteil Personen mit Migrationshintergrund (negativer Effekt) in einem Kreis signifikante kontextuelle Einflüsse, während sich andere strukturelle Erklärungsfaktoren nicht als bedeutsam gezeigt haben. Ebenso findet sich weiterhin Evidenz für Ansteckungseffekte, bei denen Angriffe gegenüber Flüchtlingen kurz darauf im räumlichen Umfeld Anschläge nach sich ziehen.

Für die Jahre 2016 und 2017 wandelt sich dieses Bild. Bestehen bleiben lediglich die Effekte für die Variablen, welche die Ansteckungsdynamik und eine Kumulation von Anschlägen in einem Kreis abbilden. Strukturelle Faktoren erweisen sich für diese beiden Jahre größtenteils als bedeutungslos. Im Jahr 2016 hat der Anteil von Ausländern – ebenso wie der Anteil der Personen mit Migrationshintergrund als alternative Variable – in einem Kreis noch einen nennenswerten Effekt. Dieser verschwindet jedoch im Folgejahr. Soweit die Befunde aus Studien zu fremdenfeindlicher Gewalt in den 1990er Jahren (Ohlemacher 1994; Koopmans 1996) Vergleiche zulassen, bildet die derart geringe Bedeutung struktureller Faktoren einen Unterschied zu jenen früheren Analysen.

Die empirische Auswertung auf Basis der Betrachtung der monatlichen Konzentration von Anschlägen in den deutschen Kreisen legt nahe, dass besondere Vorkommnisse, wie etwa die Ereignisse der Kölner Silvesternacht Ende des Jahres 2015, zu einer Ausbreitung von Gewalt gegen Flüchtlinge geführt haben. Die Analyse hat gezeigt, dass sich infolge dieses Ereignisses nicht nur die tägliche Anzahl von Angriffen gegenüber Flüchtlingen über Wochen hinweg stark erhöht hat. Auch breiteten sich solche Anschläge in der gesamten Bundesrepublik, d.h. über Kreise im gesamten Land hinweg, aus. Ereignisse wie die Kölner Silvesternacht führen also zu einer merklichen und nachhaltigen Diffusion von Angriffen auf Flüchtlinge. Ihr Vorkommen ist damit als ausschlaggebend dafür anzusehen, dass der Einfluss

insbesondere struktureller Merkmale wie etwa des Ausländeranteils in einem Kreis an Erklärungskraft verliert.

Die Betrachtung der Vorfälle der Kölner Silvesternacht als ein medial und politisch besonders stark rezipiertes Ereignis, durch das Flüchtlinge öffentlich als bedrohlich erschienen, macht deutlich, inwiefern solche Ereignisse das Muster von Anschlägen prägen und dabei andere Einflussfaktoren zu überlagern vermögen. Dabei ist zu beachten, dass derartige Vorkommnisse nicht nur kurzfristig zu einer Diffusion von Gewalt gegen Flüchtlinge führen, sondern davon auszugehen ist, dass sie vermittelt über die oben festgestellte Ansteckungsdynamik indirekt zu weiterer Gewalt führen. So lässt sich insgesamt plausibel machen, dass das geographische Muster von Anschlägen mit der Zeit diffuser wird und infolgedessen schwieriger durch strukturelle Variablen zu erklären ist. Die vorliegende Studie zeigt damit, dass zukünftige Analysen stärker als bislang zugleich räumlich wie zeitlich variierende Faktoren in den Blick nehmen sollten und daneben Modelle, die dazu in der Lage sind, räumlich variable Effekte zu modellieren, wie beispielsweise *Geographically Weighted Regressions*, zu einer besseren Erklärung des Phänomens fremdenfeindlicher Gewalt beitragen könnten.

Literatur

- Aaltola, Mika. 2009. *Western spectacle of governance and the emergence of humanitarian world politics*. New York: Palgrave Macmillan.
- Allport, Gordon. 1954. *The nature of prejudice*. Cambridge: Addison-Wesley.
- Austin, Erica Weintraub, und Bruce E. Pinkleton. 1995. Positive and negative effects of political disaffection on the less experienced voter. *Journal of Broadcasting & Electronic Media* 39(2):215–235. DOI: <https://doi.org/10.1080/08838159509364300>.
- Backes, U, und Cas Mudde. 2000. Germany: extremism without successful parties. *Parliamentary Affairs* 53(3):457–468. DOI: <https://doi.org/10.1093/pa/53.3.457>.
- Bélanger, Éric, und Richard Nadeau. 2005. Political trust and the vote in multiparty elections: The Canadian case. *European Journal of Political Research* 44(1):121–146. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1475-6765.2005.00221.x>.
- Benček, David, und Julia Strasheim. 2016. Refugees welcome? A dataset on anti-refugee violence in Germany. *Research & Politics* 3(4):205316801667959. DOI: <https://doi.org/10.1177/2053168016679590>.
- BKA. 2018. *Kriminalität im Kontext von Zuwanderung Bundeslagebild 2018*. Wiesbaden: Bundeskriminalamt.
- Blickle, Paul, Kai Biermann, Philip Faigle, Astrid Geisler, et al. 2015. Es brennt in Deutschland. *Zeit-Online*. abrufbar unter: <http://www.zeit.de/politik/deutschland/2015-11/rechtsextremismus-fluechtlingsunterkuenfte-gewalt-gegen-fluechtlinge-justiz-taeter-urteile>.
- Boomgaarden, H. G., und C. H. de Vreese. 2007. Dramatic Real-world Events and Public Opinion Dynamics: Media Coverage and its Impact on Public Reactions to an Assassination. *International Journal of Public Opinion Research* 19(3):354–366. DOI: <https://doi.org/10.1093/ijpor/edm012>.
- Braun, Robert. 2011. The diffusion of racist violence in the Netherlands: Discourse and distance. *Journal of Peace Research* 48(6):753–766. DOI: <https://doi.org/10.1177/0022343311419238>.
- Braun, Robert, und Ruud Koopmans. 2010. The Diffusion of Ethnic Violence in Germany: The Role of Social Similarity. *European Sociological Review* 26(1):111–123. DOI: <https://doi.org/10.1093/esr/jcp056>.
- Döge, Peter. 2011. *Männer, die ewigen Gewalttäter? Gewalt von und gegen Männer in Deutschland* 1. Auflage. Wiesbaden: VS Verlag.
- Ellemers, Naomi, Russell Spears, und Bertjan Doosje. 2002. Self and Social Identity. *Annual Review of Psychology* 53(1):161–186. DOI: <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.53.100901.135228>.
- Ellison, Christopher C., und Daniel A. Powers. 1994. The Contact Hypothesis and Racial Attitudes among Black Americans. *Social Science Quarterly* 75(2):385–400.
- Engene, Jan Oskar. 2004. *Terrorism in Western Europe: explaining the trends since 1950*. Cheltenham, UK ; Northampton, MA: Edward Elgar.
- Esses, Victoria M., Lynne M. Jackson, und Tamara L. Armstrong. 1998. Intergroup Competition and Attitudes Toward Immigrants and Immigration: An Instrumental Model of Group Conflict. *Journal of Social Issues* 54(4):699–724. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1540-4560.1998.tb01244.x>.
- Falk, Armin, Andreas Kuhn, und Josef Zweimüller. 2011. Unemployment and Right-wing Extremist Crime: Unemployment and right-wing extremist crime. *Scandinavian Journal of Economics* 113(2):260–285. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1467-9442.2011.01648.x>.
- Fertig, Michael, und Christoph M. Schmidt. 2011. Attitudes towards foreigners and Jews in Germany: identifying the determinants of xenophobia in a large opinion survey. *Review of Economics of the Household* 9(1):99–128. DOI: <https://doi.org/10.1007/s11150-009-9084-3>.
- Fritzsche, Immo, Eva Jonas, und Thomas Kessler. 2011. Collective Reactions to Threat: Implications for Intergroup Conflict and for Solving Societal Crises: Collective Reactions to Threat. *Social Issues and Policy Review* 5(1):101–136. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1751-2409.2011.01027.x>.

- Garner, Andrew. 2013. Ambivalence, the Intergroup Contact Hypothesis, and Attitudes about Gay Rights. *Politics & Policy* 41(2):241–266. DOI: <https://doi.org/10.1111/polp.12010>.
- Hainmueller, Jens, und Michael J. Hiscox. 2007. Educated Preferences: Explaining Attitudes Toward Immigration in Europe. *International Organization* 61(2):399–442. DOI: <https://doi.org/10.1017/S0020818307070142>.
- Hamblin, Robert L. 1962. The Dynamics of Racial Discrimination. *Social Problems* 10(2):103–121. DOI: <https://doi.org/10.2307/799044>.
- Häusler, Alexander, und Rainer Roeser. 2016. Die »Alternative für Deutschland« – eine Antwort auf die rechtspopulistische Lücke? In *Strategien der extremen Rechten*, Hrsg. Stephan Braun, Alexander Geisler, und Martin Gerster, 101–128. Wiesbaden: Springer Fachmedien Wiesbaden abrufbar unter: http://link.springer.com/10.1007/978-3-658-01984-6_5, Zugriffen: 25.9.2016.
- Hayes, Bernadette C., und Lizanne Dowds. 2006. Social Contact, Cultural Marginality or Economic Self-Interest? Attitudes Towards Immigrants in Northern Ireland. *Journal of Ethnic and Migration Studies* 32(3):455–476. DOI: <https://doi.org/10.1080/13691830600554890>.
- Hermann, Dieter. 2003. Gewalttätige Männer und gewaltlose Frauen? Eine kultursociologische Erklärung geschlechtsspezifischer Unterschiede. In *Geschlecht - Gewalt - Gesellschaft*, Hrsg. Siegfried Lamnek, und Manuela Boatcă, 354–368. Opladen: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Hernes, Gudmund, und Knud Knudsen. 1992. Norwegians' Attitudes Toward New Immigrants. *Acta Sociologica* 35(2):123–139. DOI: <https://doi.org/10.1177/000169939203500204>.
- Herrmann, Andrea. 2001. Gesellschaftliche Desintegrationsprozesse und Anomie. In *Ursachen des Ethnozentrismus in Deutschland*, 85–120. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften abrufbar unter: http://link.springer.com/10.1007/978-3-663-11707-0_5, Zugriffen: 13.8.2016.
- Hill, Stuart, und Donald Rothchild. 1986. The Contagion of Political Conflict in Africa and the World. *Journal of Conflict Resolution* 30(4):716–735. DOI: <https://doi.org/10.1177/0022002786030004006>.
- Hjerm, M. 2009. Anti-Immigrant Attitudes and Cross-Municipal Variation in the Proportion of Immigrants. *Acta Sociologica* 52(1):47–62. DOI: <https://doi.org/10.1177/0001699308100633>.
- Hogg, Michael A. 1988. *Social identifications: a social psychology of intergroup relations and group processes*. London: Routledge.
- Huddy, Leonie. 2001. From Social to Political Identity: A Critical Examination of Social Identity Theory. *Political Psychology* 22(1):127–156. DOI: <https://doi.org/10.1111/0162-895X.00230>.
- Jäckle, Sebastian, und Pascal D. König. 2017. The dark side of the German 'welcome culture': investigating the causes behind attacks on refugees in 2015. *West European Politics* 40(2):223–251. DOI: <https://doi.org/10.1080/01402382.2016.1215614>.
- Jacobs, Dirk, Yoann Veny, Louise Callier, Barbara Herman, et al. 2011. The impact of the conflict in Gaza on antisemitism in Belgium. *Patterns of Prejudice* 45(4):341–360. DOI: <https://doi.org/10.1080/0031322X.2011.605845>.
- Jakobsson, Niklas, und Svein Blom. 2014. Did the 2011 Terror Attacks in Norway Change Citizens' Attitudes Toward Immigrants? *International Journal of Public Opinion Research* 26(4):475–486. DOI: <https://doi.org/10.1093/ijpor/edt036>.
- Kampf, Lena, und Christian Baars. 2015. Feuer aus der Mitte der Gesellschaft. *SZ Online*. abrufbar unter: <http://www.sueddeutsche.de/politik/anschlaege-auf-fluechtlingsheime-feuer-aus-der-mitte-der-gesellschaft-1.2652425>.
- Koopmans, Ruud. 1996. Explaining the rise of racist and extreme right violence in Western Europe: Grievances or opportunities? *European Journal of Political Research* 30(2):185–216.
- Korte, Karl-Rudolf, Claus Leggewie, und Marcel Lewandowsky. 2015. Partei am Scheideweg: Die Alternative der AfD. *Blätter für deutsche und internationale Politik* 6:59–67.
- Krueger, Alan, und Jorn-Steffen Pischke. 1997. A Statistical Analysis of Crime Against Foreigners in Unified Germany. *Journal of Human Resources* 32(1):182–209.
- Legewie, Joscha. 2013. Terrorist Events and Attitudes toward Immigrants: A Natural Experiment. *American Journal of Sociology* 118(5):1199–1245. DOI: <https://doi.org/10.1086/669605>.
- Legge, Sandra, und Wilhelm Heitmeyer. 2012. Anomia and Discrimination. In *Methods, Theories, and Empirical Applications in the Social Sciences*, Hrsg. Samuel Salzborn, Eldad Davidov, und Jost Reinecke, 117–125. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften abrufbar unter: http://link.springer.com/10.1007/978-3-531-18898-0_15, Zugriffen: 22.1.2016.
- Li, Richard P. Y., und William R. Thompson. 1975. The „Coup Contagion“ Hypothesis. *Journal of Conflict Resolution* 19(1):63–84. DOI: <https://doi.org/10.1177/002200277501900104>.
- Lickel, Brian, Norman Miller, Douglas M. Stenstrom, Thomas F. Denson, et al. 2006. Vicarious Retribution: The Role of Collective Blame in Intergroup Aggression. *Personality and Social Psychology Review* 10(4):372–390. DOI: https://doi.org/10.1207/s15327957pspr1004_6.
- Marbach, Moritz, und Guido Ropers. 2017. Refugees, Local Backlash and East-Germany. *Paper vorgestellt auf der ECPR General Conference 2017 in Oslo*.
- Mayda, Anna Maria. 2006. Who Is Against Immigration? A Cross-Country Investigation of Individual Attitudes toward Immigrants. *Review of Economics and Statistics* 88(3):510–530. DOI: <https://doi.org/10.1162/rest.88.3.510>.
- McLaren, Lauren. 1999. Explaining Right-Wing Violence in Germany: A Time Series Analysis. *Social Science Quarterly* 80(1):166–180.
- Merkel, Peter H. 1995. Radical right parties in Europe and anti-foreign violence: A comparative essay. *Terrorism and Political Violence* 7(1):96–118. DOI: <https://doi.org/10.1080/09546559508427286>.
- Merton, Robert K. 1938. Social Structure and Anomie. *American Sociological Review* 3(5):672–682.
- Middelhoff, Paul. 2015. Karte der Gewalt. *Zeit Online*. abrufbar unter: <http://www.zeit.de/politik/deutschland/2015-08/gewalt-gegen-fluechtlings-rassismus-deutschland-anschlaege-koerperverletzung>.
- Midlarsky, Manus I. 1978. Analyzing Diffusion and Contagion Effects: The Urban Disorders of the 1960s. *The American Political Science Review* 72(3):996. DOI: <https://doi.org/10.2307/1955117>.
- Midlarsky, Manus I., Martha Crenshaw, und Fumihiko Yoshida. 1980. Why Violence Spreads: The Contagion of International Terrorism. *International Studies Quarterly* 24(2):262. DOI: <https://doi.org/10.2307/2600202>.
- Most, Benjamin A., und Harvey Starr. 1980. Diffusion, Reinforcement, Geopolitics, and the Spread of War. *The American Political Science Review* 74(4):932–946. DOI: <https://doi.org/10.2307/1954314>.
- Mut gegen Rechte Gewalt. 2016. Chronik Flüchtlingsfeindlicher Gewalt abrufbar unter: <https://www.mut-gegen-rechte-gewalt.de/service/chronik-vorfaelle>.
- Myers, Daniel J. 2000. The Diffusion of Collective Violence: Infectiousness, Susceptibility, and Mass Media Networks1. *American Journal of Sociology* 106(1):173–208. DOI: <https://doi.org/10.1086/303110>.
- Ohlemacher, Thomas. 1994. Public opinion and violence against foreigners in the reunified Germany. *Zeitschrift für Soziologie* 23(3):222–236.

- O'Rourke, Kevin H., und Richard Sinnott. 2006. The determinants of individual attitudes towards immigration. *European Journal of Political Economy* 22(4):838–861. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2005.10.005>.
- Patten, S. B., und J. A. Arboleda-Flórez. 2004. Epidemic theory and group violence. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology* 39(11):853–856. DOI: <https://doi.org/10.1007/s00127-004-0867-9>.
- Pettigrew, Thomas F. 1998. Reactions Toward the New Minorities of Western Europe. *Annual Review of Sociology* 24(1):77–103. DOI: <https://doi.org/10.1146/annurev.soc.24.1.77>.
- Pitcher, Brian L., Robert L. Hamblin, und Jerry L. L. Miller. 1978. The Diffusion of Collective Violence. *American Sociological Review* 43(1):23–35.
- Rippl, Susanne. 2005. Fremdenfeindlichkeit - ein Problem der Jugend? Eine vergleichende Untersuchung fremdenfeindlicher Einstellungen in verschiedenen Altersgruppen. *ZSE: Zeitschrift für Soziologie der Erziehung und Sozialisation* 25(4):362–380.
- Scheve, Kenneth F., und Matthew J. Slaughter. 2001. Labor Market Competition and Individual Preferences Over Immigration Policy. *Review of Economics and Statistics* 83(1):133–145. DOI: <https://doi.org/10.1162/003465301750160108>.
- Skipworth, Sue Ann, Andrew Garner, und Bryan J Dettrey. 2010. Limitations of the Contact Hypothesis: Heterogeneity in the Contact Effect on Attitudes toward Gay Rights. *Politics & Policy* 38(5):887–906. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1747-1346.2010.00262.x>.
- Skrobanek, Jan. 2004. Soziale Identität und Ausländerfeindlichkeit: Das integrative Moment europäischer Zugehörigkeit. *Berliner Journal für Soziologie* 14(3):357–377. DOI: <https://doi.org/10.1007/BF03204586>.
- Smith, Christopher B. 1994. Back and to the Future: The Intergroup Contact Hypothesis Revisited. *Sociological Inquiry* 64(4):438–455. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1475-682X.1994.tb00401.x>.
- Spilerman, Seymour, und Guy Stecklov. 2009. Societal Responses to Terrorist Attacks. *Annual Review of Sociology* 35(1):167–189. DOI: <https://doi.org/10.1146/annurev-soc-070308-120001>.
- Stein, R. M., S. S. Post, und A. L. Rinden. 2000. Reconciling Context and Contact Effects on Racial Attitudes. *Political Research Quarterly* 53(2):285–303. DOI: <https://doi.org/10.1177/106591290005300204>.
- Stephan, Walter G., und Marisa D. Mealy. 2011. Intergroup Threat Theory. In *The Encyclopedia of Peace Psychology*, Hrsg. Daniel J. Christie, Oxford, UK: Blackwell Publishing Ltd abrufbar unter: <http://doi.wiley.com/10.1002/9780470672532.wbepp139>, Zugriffen: 30.7.2018.
- Tajfel, Henri (Hrsg.). 1992. *Social identity and intergroup relations*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Wagner, U., R. van Dick, T. F. Pettigrew, und O. Christ. 2003. Ethnic Prejudice in East and West Germany: The Explanatory Power of Intergroup Contact. *Group Processes & Intergroup Relations* 6(1):22–36. DOI: <https://doi.org/10.1177/1368430203006001010>.
- Westle, Bettina. 2013. Kollektive Identität in Deutschland – Entwicklungen und Zwischenbilanz. In *Zivile Bürgergesellschaft und Demokratie*, Hrsg. Silke I. Keil, und S. Isabell Thaidigsmann, 273–298. Wiesbaden: Springer Fachmedien Wiesbaden abrufbar unter: http://www.springerlink.com/index/10.1007/978-3-658-00875-8_15, Zugriffen: 5.8.2016.

Tabelle A1: Deskriptive Statistiken für die verwendeten Indikatoren

Konzept	Indikator	Minimum	Maximum	Mittelwert	Standard- abweichung
<i>Abhängige Variable</i>					
Anschläge auf Flüchtlinge	Angriffe auf Flüchtlinge: 1. Tötlichkeiten und Körperverletzungen, 2. Brandanschläge auf Unterkünfte sowie 3. andere Angriffe auf Unterkünfte	0	1	0,008	0,09
<i>Unabhängige Variablen</i>					
<i>Strukturell</i>					
Soziale Desintegration (Anomie)	Wahlbeteiligung bei der Bundestagswahl im Jahr 2013	57,38	78,50	69,76	4,23
Wahrscheinlichkeit des Kontakts mit Migranten	Ausländeranteil (für die Jahre 2014 bis 2016)	2014: 1,04 2015: 1,90 2016: 1,96	32,29 33,59 33,91	7,65 8,90 9,51	4,72 4,82 4,97
	Anteil der Bevölkerung mit Migrationshintergrund (Zensus 2011)	1,8	49,7	16,72	9,47
Wirtschaftliche Deprivation	Arbeitslosenrate (Jahresdurchschnitte)	2014: 1,4 2015: 1,3 2016: 1,4	15,4 15,1 14,7	6,28 6,00 5,77	2,88 2,76 2,59
	Anteil der Schulabsolventen mit allgemeiner Hochschulreife jeweils zum Ende des Schuljahres	2014: 0 2015: 0 2016: 0	59,74 58,47 62,01	31,01 32,23 32,76	8,98 8,94 9,47
	Anteil der Schulabgänger ohne Abschluss jeweils zum Ende des Schuljahres	2014: 1,13 2015: 1,71 2016: 1,20	14,45 17,31 14,19	5,63 5,75 5,96	2,31 2,21 2,09
Stärke rechtsextremer und rechtspopulistischer Parteien	Zweitstimmenanteile rechtsextremer und rechtspopulistischer Parteien bei der Bundestagswahl im Jahr 2013	2,87	13,42	6,47	1,79
	Zweitstimmenanteile rechtsextremer und rechtspopulistischer Parteien bei der Europawahl im Jahr 2014	3,16	18,70	8,87	2,35
Stärke der nationalen vs. europäischen Identität	Ländermittelwerte der Differenzen zwischen den beiden Items nationale und europäische Identifikation	-30,35	-18,98	-23,64	2,59
<i>Dynamisch</i>					
Ansteckungseffekt	Geodätische Distanz zum nächsten Anschlag innerhalb der vergangenen Woche (logarithmiert)	-2,13	6,06	3,84	0,91
Pfadabhängigkeit	Kumulierte Anzahl von Anschlägen in einem Kreis innerhalb der letzten 60 Tage	0	69	0,94	2,93
Zeitliche Konzentration von Anschlägen	Anzahl der Vorkommnisse (Anschläge + Demos) in Gesamtdeutschland innerhalb der vorangehenden Woche	10	138	55,76	33,15
<i>Kontrollvariablen</i>					
Kontrollvariablen für die Anzahl potentieller Täter	Anzahl der Einwohner	2014: 34.011 2015: 34.260 2016: 34.428	3.469.849 3.520.031 3.574.830	201.983 204.417 205.284	233.381 236.801 239.667
	Anteil männlicher Einwohner	2014: 0.47 2015: 0.47 2016: 0.47	0.51 0.51 0.52	0.49 0.49 0.49	0.01 0.01 0.01
	Anteil der Asylbewerber an Einwohnern	Empfänger von Asylbewerberregelleistungen (jeweils zum 31.12. für 2014-2016) / Einwohnerzahl	2014: 0,04 2015: 0,02 2016: 0,01	2,67 10,24 4,75	0,43 1,18 0,83

Anhang A2: Zusätzliche Berechnungen mit alternativen Variablen

	M1	M2	M3	M4
	2017 mit BT- Wahl 2017 Daten	2015 mit Dummy für Ostdtl.	2016 mit Dummy für Ostdtl.	2017 mit Dummy für Ostdtl.
Log. Distanz von nächstem Vorkommnis in der vergangenen Woche	-0.0812*** (-3.33)	-0.198*** (-5.60)	-0.0516* (-2.33)	-0.0804*** (-3.30)
Anzahl aller Vorkommnisse (Demos + Anschläge) in vergangener Woche	0.0161*** (7.41)	0.0199*** (10.80)	0.0150*** (19.10)	0.0160*** (7.39)
Kumulierte Anschläge in Kreis, jeweils letzte 60 Tage, seit 01.01.2015	0.0242*** (5.12)	0.0630*** (8.95)	0.0431*** (9.72)	0.0237*** (4.95)
Dienstag	-0.134 (-1.63)	-0.113 (-0.91)	0.0619 (0.88)	-0.134 (-1.63)
Mittwoch	-0.190* (-2.27)	-0.162 (-1.29)	-0.0578 (-0.80)	-0.190* (-2.27)
Donnerstag	-0.259** (-3.05)	0.0242 (0.20)	-0.00372 (-0.05)	-0.259** (-3.05)
Freitag	-0.137 (-1.66)	0.0752 (0.63)	-0.000282 (-0.00)	-0.137 (-1.66)
Samstag	-0.0190 (-0.24)	0.470*** (4.28)	0.0708 (1.01)	-0.0190 (-0.24)
Sonntag	-0.220** (-2.62)	0.329** (2.92)	0.0682 (0.97)	-0.220** (-2.63)
Sommer (21. Juni - 22. September)	0.0203 (0.39)	0.239*** (3.60)	-0.0241 (-0.50)	0.0212 (0.41)
Zweitstimmenanteil rechter Parteien bei BT- Wahl 2013 / 2017	0.00840 (0.62)	0.0862* (2.35)	0.0121 (0.45)	-0.0502 (-1.54)
Arbeitslosenquote	0.00285 (0.10)	-0.0316 (-1.01)	-0.0306 (-1.38)	0.0131 (0.46)
Anteil Schulabgänger mit Hochschulreife	0.0130* (2.10)	-0.00244 (-0.32)	0.00628 (1.29)	0.00850 (1.37)
Anteil Schulabgänger ohne Abschluss	0.0486* (2.04)	0.00932 (0.35)	0.0256 (1.34)	0.0366 (1.53)
Ausländeranteil	-0.00318 (-0.26)	-0.159 (-0.70)	-0.00302 (-0.09)	0.0535 (0.50)
Wahlbeteiligung bei Bundestagswahl 2013	-0.00740 (-0.52)	-0.0498** (-2.86)	-0.0240* (-2.25)	-0.000288 (-0.02)
Asylbewerberquote	0.0529 (0.50)	0.00642 (0.36)	-0.0160 (-1.47)	-0.00808 (-0.58)
Anteil männliche Bevölkerung	1.853 (0.29)	8.177 (0.96)	1.197 (0.22)	0.744 (0.11)
Einwohnerzahl (in 1000)	0.00178*** (6.99)	0.00211*** (7.13)	0.00177*** (8.22)	0.00169*** (5.76)
Nationale Identität (0) vs. Europäische Identität (100)	-0.113 (-1.33)	-0.239* (-1.96)	-0.171 (-1.65)	-0.0980 (-1.03)
Neue Bundesländer		-0.725 (-0.93)	-0.349 (-0.53)	0.454 (0.74)
Konstante	-9.351* (-2.27)	-15.84** (-2.93)	-9.137* (-2.42)	-7.919 (-1.86)
<i>Zufallseffekte</i>				
Varianz Länderebene	0.881	1.599*	1.193*	0.821

	(1.80)	(2.08)	(2.18)	(1.58)
Varianz Kreisebene	0.144***	0.0766*	0.0940***	0.143***
	(4.18)	(1.99)	(4.55)	(4.09)
Fälle	146730	146730	147132	146730

Anmerkungen: Angegeben sind die nicht standardisierten Koeffizienten, T-Wert in Klammern. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

Anhang A3: Ausgewählte Effektvergleiche zwischen den Jahren (2015, 2016 und 2017) mittels Interaktionen in gepooltem Modell

	M1	M2	M3	M4	M5	M6
	Ohne Interaktionen	Rechte Parteien	Ausländeranteil	Distanz nächster vorangehender Anschlag	Anzahl der Anschläge in vergangener Woche	Kumulierte Anschläge in Kreis
Log. Distanz von nächstem Vorkommnis in der vergangenen Woche	-0.158*** (-10.46)	-0.153*** (-10.09)	-0.157*** (-10.36)	-0.330*** (-12.24)	-0.149*** (-9.76)	-0.129*** (-8.47)
Anzahl aller Vorkommnisse (Demos + Anschläge) in vergangener Woche	0.00724*** (22.59)	0.00725*** (22.64)	0.00723*** (22.56)	0.00727*** (22.66)	0.0130*** (14.88)	0.00771*** (23.50)
Kumulierte Anschläge in Kreis, jeweils letzte 60 Tage, seit 01.01.2015	0.00655*** (5.88)	0.00697*** (6.17)	0.00611*** (5.35)	0.00815*** (7.03)	0.00588*** (5.21)	0.0839*** (16.11)
Dienstag	-0.0338 (-0.69)	-0.0338 (-0.69)	-0.0338 (-0.69)	-0.0339 (-0.69)	-0.0338 (-0.69)	-0.0337 (-0.69)
Mittwoch	-0.121* (-2.43)	-0.121* (-2.43)	-0.121* (-2.43)	-0.122* (-2.43)	-0.122* (-2.43)	-0.121* (-2.42)
Donnerstag	-0.0878 (-1.77)	-0.0878 (-1.77)	-0.0878 (-1.77)	-0.0877 (-1.77)	-0.0872 (-1.76)	-0.0875 (-1.76)
Freitag	-0.0368 (-0.75)	-0.0368 (-0.75)	-0.0368 (-0.75)	-0.0370 (-0.75)	-0.0366 (-0.75)	-0.0353 (-0.72)
Samstag	0.115* (2.43)	0.115* (2.43)	0.115* (2.43)	0.115* (2.42)	0.115* (2.43)	0.116* (2.45)
Sonntag	0.0214 (0.44)	0.0214 (0.44)	0.0214 (0.44)	0.0215 (0.44)	0.0219 (0.45)	0.0220 (0.45)
Sommer (21. Juni - 22. September)	0.231*** (3.55)	0.233*** (3.58)	0.232*** (3.55)	0.231*** (3.53)	0.232*** (3.55)	0.273*** (4.13)
2016	0.402*** (7.19)	1.035*** (8.07)	0.298*** (3.99)	-0.368*** (-3.32)	0.948*** (10.02)	0.440*** (7.42)
2017	0.311*** (5.65)	0.762*** (5.73)	0.197** (2.59)	-0.334** (-2.71)	0.540*** (3.94)	0.395*** (7.17)
Zweitstimmenanteil rechter Parteien bei BT-Wahl 2013	0.00402 (0.17)	0.0679* (2.50)	0.00630 (0.26)	0.00170 (0.07)	0.00436 (0.18)	-0.00769 (-0.35)
Zweitstimmenanteil rechter Parteien bei BT-Wahl 2013 x 2016		-0.0870*** (-5.56)				
Zweitstimmenanteil rechter Parteien bei BT-Wahl 2013 x 2017		-0.0627*** (-3.72)				
Arbeitslosenquote	-0.0208 (-1.08)	-0.0286 (-1.46)	-0.0262 (-1.34)	-0.0233 (-1.21)	-0.0214 (-1.11)	-0.0318 (-1.77)
Anteil Schulabgänger mit Hochschulreife	0.00157 (0.41)	0.00187 (0.48)	0.00222 (0.57)	0.00173 (0.45)	0.00177 (0.46)	0.00210 (0.58)
Anteil Schulabgänger ohne Abschluss	0.0244 (1.84)	0.0247 (1.88)	0.0253 (1.91)	0.0241 (1.81)	0.0237 (1.78)	0.0260* (2.02)
Asylbewerberquote	0.0100 (0.31)	0.00484 (0.15)	0.00656 (0.20)	-0.000597 (-0.02)	0.0101 (0.31)	0.00905 (0.29)
Ausländeranteil	-0.0174 (-1.94)	-0.0171 (-1.92)	-0.0315** (-2.92)	-0.0156 (-1.73)	-0.0169 (-1.89)	-0.0165 (-1.95)
Wahlbeteiligung bei Bundestagswahl 2013	-0.0104 (-1.07)	-0.0127 (-1.31)	-0.0120 (-1.23)	-0.0114 (-1.17)	-0.0107 (-1.10)	-0.0154 (-1.71)
Anteil männliche Bevölkerung	4.316 (0.94)	3.273 (0.71)	3.807 (0.83)	4.202 (0.92)	4.305 (0.94)	1.511 (0.36)
Einwohnerzahl (in 1000)	0.00206***	0.00205***	0.00206***	0.00204***	0.00208***	0.00191***

	(10.22)	(10.22)	(10.23)	(10.12)	(10.30)	(10.55)
Nationale Identität (0) vs. Europäische Identität (100)	-0.137	-0.137	-0.135	-0.141	-0.137	-0.191
	(-1.61)	(-1.62)	(-1.61)	(-1.61)	(-1.61)	(-1.61)
Ausländeranteil x 2016			0.0159 [*] (2.22)			
Ausländeranteil x 2017			0.0168 [*] (2.22)			
Log. Distanz von nächstem Vorkommnis in der vergangenen Woche x 2016				0.244 ^{***} (7.85)		
Log. Distanz von nächstem Vorkommnis in der vergangenen Woche x 2017				0.191 ^{***} (5.65)		
Anzahl aller Vorkommnisse (Demos + Anschläge) in vergangener Woche x 2016					-0.00683 ^{***} (-7.28)	
Anzahl aller Vorkommnisse (Demos + Anschläge) in vergangener Woche x 2017					-0.00373 [*] (-2.47)	
Kumulierte Anschläge in Kreis x 2016						-0.0531 ^{***} (-14.29)
Kumulierte Anschläge in Kreis x 2017						-0.0644 ^{***} (-15.39)
Konstante	-10.21 ^{**} (-3.18)	-9.984 ^{**} (-3.10)	-9.711 ^{**} (-3.02)	-9.607 ^{**} (-2.95)	-10.62 ^{***} (-3.30)	-10.08 ^{**} (-2.76)
<i>Zufallseffekte</i>						
Varianz Länderebene	0.962 [*] (2.12)	0.963 [*] (2.12)	0.939 [*] (2.11)	1.026 [*] (2.14)	0.962 [*] (2.12)	1.969 [*] (2.42)
Varianz Kreisebene	0.130 ^{***} (7.43)	0.129 ^{***} (7.41)	0.130 ^{***} (7.45)	0.130 ^{***} (7.41)	0.132 ^{***} (7.48)	0.0946 ^{***} (6.53)
Fälle	440592	440592	440592	440592	440592	440592

Anmerkungen: Angegeben sind die nicht standardisierten Koeffizienten, T-Wert in Klammern. * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001.